



**Aplicação de Modelagem Estocástica para a  
Previsão da Precipitação em Diferentes Regiões na Amazônia**  
Stochastic Modeling Applied to the Precipitation Forecast for Different Region in Amazon

Glayson Francisco Bezerra das Chagas<sup>1</sup>; Cláudio Moisés Santos e Silva<sup>1,2</sup> & Paulo Sérgio Lúcio<sup>1, 2</sup>

<sup>1</sup>Universidade Federal do Rio Grande do -Norte, Programa de Pós-graduação em Ciências Climáticas,  
Avenida Salgado Filho, 3000, Lagoa Nova, 59.078-970 Natal, RN - Brasil

<sup>2</sup>Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Centro de Ciências Exatas e da Terra, Departamento de Ciências Atmosféricas e  
Climáticas, Campus da UFRN, Avenida Salgado Filho nº3000, Lagoa Nova, 59.078-970 Natal, RN, Brasil

E-mails: [chagasmeteorologista@gmail.com](mailto:chagasmeteorologista@gmail.com); [claudiomoises@ccet.ufrn.br](mailto:claudiomoises@ccet.ufrn.br); [pslucio@ccet.ufrn.br](mailto:pslucio@ccet.ufrn.br)

Recebido em: 29/11/2019 Aprovado em: 14/02/2020

DOI: [http://doi.org/10.11137/2020\\_2\\_20\\_32](http://doi.org/10.11137/2020_2_20_32)

## Resumo

Neste estudo, foram identificadas com base nas propriedades dos modelos de séries temporais a chuva acumulada mensalmente para três regiões na Amazônia (setentrional, oriental e meridional). Foram utilizados modelos de séries temporais Auto-Regressivo Integrado de Médias Móveis (ARIMA) e Holt-Winters (HW). A *autocorrelation function* (ACF) e a *partial autocorrelation function* (PACF) das séries selecionadas revelaram o comportamento sazonal dos acumulados de chuvas mensais. O modelo ARIMA multiplicativo [ARIMA(p,d,q) x (P,D,Q)<sub>12</sub>] foi montado em todas as séries temporais e em todas foi observado uma componente sazonal marcante, além do que, por não terem sido atendidos os pressupostos de variância constante e normalidade dos dados, foi aplicado nas séries originais a transformação Box-Cox. Através das medidas de qualidade dos ajustes dos modelos pelo método Box-Jenkins, temos que o modelo ARIMA (1,1,1) x (1,1,1)<sub>12</sub> evidenciou como melhor ajuste aos dados analisados nesta pesquisa, sendo o que apresentou menores valores para os critérios de informação AIC.

**Palavras-chave:** Box-Jenkins; Holt-Winters; Floresta

-

## Abstract

In this study, rainfall accumulated monthly for three regions in the Amazon (northern, eastern and southern) were identified based on the properties of the time series models. Time-series models of Auto-Regressive Integrated Moving Average (ARIMA) and Holt-Winters (HW) were used. The autocorrelation (ACF) and the partial autocorrelation functions (PACF) of the selected series revealed the seasonal behavior of the accumulated monthly rainfall. The ARIMA multiplicative model [ARIMA (p, d, q) x (P, D, Q)<sub>12</sub>] was assembled in all time series and in all of them a remarkable seasonal component was observed, besides assumptions of constant variance and data normality, the Box-Cox transformation was applied in the original series. The ARIMA (1,1,1) x (1,1,1)<sub>12</sub> model evidenced the best fit to the data analyzed in this study values for the AIC information criteria.

**Keywords:** Box-Jenkins; Holt-Winters; Forest

## 1 Introdução

A floresta Amazônica é uma grande área em que se observa forte convecção e precipitação, tendo um papel fundamental no clima tropical, influenciando a dinâmica do sistema climático e o balanço de energia global (Petersen *et al.*, 2002). Se mudanças no uso e cobertura da terra influenciam a variabilidade espaço-temporal de variáveis ambientais na baixa troposfera, então essa mudança poderá implicar em mudanças no sistema climático regional e, ao persistir ou expandir a situação, mudanças globais. Neste contexto, Nobre & Nobre (2002) relatam que de 8 bilhões de toneladas de carbono emitidas anualmente na forma de dióxido de carbono (CO<sub>2</sub>), somente 3,2 bilhões permanecem na atmosfera, e o restante é absorvido pelos oceanos e biota terrestre. De acordo com Botta *et al.* (2002) o aumento da temperatura do ar, mudança na intensidade e duração das chuvas devido à mudança no clima alteraram o balanço de carbono das florestas tropicais da Amazônia. Reforçando a ideia de alteração destes fluxos Saleska *et al.* (2003) sugerem em seus estudos que a fertilização de CO<sub>2</sub> pode ter levado a um aumento na absorção de carbono por aproximadamente 3 Pg C ano<sup>-1</sup> em florestas intactas.

No contexto do projeto LBA (*Large Scale Biosphere–Atmosphere Experiment in Amazonia*) El-Masri *et al.* (2013) foi observado que todos os sítios de florestas atuaram como sumidouro de CO<sub>2</sub> atmosférico. Por outro lado, outros estudos baseados em modelagem do sistema solo-vegetação-atmosfera sugerem que, devido à variabilidade climática, a bacia amazônica atua como fonte líquida durante épocas mais secas e quentes (El Niño) e como sumidouro durante La Niña, quando a atmosfera da região apresenta-se mais úmida e fria (Tian *et al.*, 1998; Asner *et al.*, 2000; Foley *et al.*, 2002; Baker *et al.*, 2008; Potter *et al.*, 2001, 2009).

Oyama & Nobre (2003) identificaram estas mudanças em três regiões na parte leste da Amazônia. Em duas áreas de estudo foi verificada um “enfraquecimento” de componentes do ciclo hidrológico: precipitação, evapotranspiração e diminuição da convergência de umidade na baixa troposfera. Na terceira região, registrou-se um ligeiro aumento

da precipitação e diminuição da evapotranspiração. Neste sentido, pesquisas também têm indicado alterações em outras variáveis ambientais, tais como componentes do balanço de energia, na temperatura do ar, na umidade do ar, na precipitação, com consequências para a circulação regional (Houghton *et al.*, 1996; Mcguffie & Henderson-Sellers, 2001; Da Rocha *et al.*, 2009; David *et al.*, 2011).

Mudanças com relação ao padrão de variáveis meteorológicas sejam elas por causas naturais ou antropogênicas devem ser analisadas de forma detalhada, principalmente no que concerne a sua previsibilidade. Neste sentido, autores como Soltani *et al.* (2007) e Lúcio *et al.* (2010) têm analisados a previsibilidade de variáveis ambientais a partir de modelos de séries temporais, sejam eles, Box-Jenkins, Holt-Winters, etc. E em suas pesquisas ambos concluíram que esse tipo de modelagem é de boa confiabilidade para diversas regiões do Brasil.

Neste contexto, o presente artigo tem como objetivo realizar previsões de precipitação com modelagem estocástica na Amazônia setentrional, meridional e oriental. Pretendendo-se analisar a destreza do modelo com relação a representação dos dados observados, obtendo com isso mais uma ferramenta de auxílio em pesquisas relacionadas a região amazônica, dando mais embasamento à tomadas de decisões governamentais, no que diz respeito a variável precipitação e suas possíveis alterações ao longo do tempo.

## 2 Material e Métodos

### 2.1 Dados

Nesta pesquisa foram analisadas três regiões na Amazônia conforme destacado na Figura 1: i) Norte da Amazônia (FLO: 1°S - 3°S e 54°W - 69°W); ii) Leste (DES: 2°S - 10°S e 49°W - 52°W); iii) Sul (CRI: 10°S - 12°S e 50°W - 65°W) da Amazônia. As duas últimas estão inseridas no chamado Arco do Desmatamento, uma região caracterizada pelo grande desmatamento já estabelecido no qual abrange parte dos estados de Rondônia e Mato Grosso. Para a escolha das áreas optou-se por duas regiões onde os níveis de desmatamento estivessem bem estabelecidos, principalmente nos últimos dez anos,

e uma outra região que seria considerada como região controle, com o mínimo de interferência antrópica. Assim, foram incluídas regiões que abrangem parte do Mato Grosso e Rondônia, que representam os estados de maior desflorestamento quando comparados com o norte da Amazônia onde apresenta menor desmatamento.

Foram utilizados nesta pesquisa dados de precipitação mensal acumulada, obtidos a partir da série histórica diária do *Climate Prediction Center (CPC) National Centers for Environmental Prediction (NCEP) National Oceanographic and Atmospheric Administration (NOAA)* para o período de 1979 a 2013. Estes dados são provenientes de um conjunto de produtos de precipitação, combinando todas as fontes de informação disponíveis de medidas em estações de superfície, disponibilizados para uma grade de  $0,5^\circ \times 0,5^\circ$  (Xie *et al.*, 2007; Chen & Xie, 2008).

## 2.2 Modelos de Séries Temporais

Com relação à modelagem estocástica utilizou-se um modelo de alisamento exponencial Holt-Winters (HW). De acordo com Lúcio *et al.* (2010), este é um dos mais utilizados para a previsão sazonal, devido a sua simplicidade, baixo custo de operação, boa precisão e capacidade de ajustamento automático e rápido a mudanças na série. Além deste, utilizou-se o modelo Autoregressivo Integrado de Médias Móveis (ARIMA) (Box & Jenkins, 1976). O modelo Box-Jenkins pode ser escrito de duas formas: simples ARIMA(p,d,q) e multiplicativa ARIMA(p,d,q) x (P,D,Q)<sub>12</sub>, em que p e q são os parâmetros de médias móveis autoregressivos não-sazonais, P e Q são de médias móveis autoregressivos sazonais (indicado pelo número 12 subscrito), e por fim, d e D são respectivamente as diferenças não sazonais e sazonais aplicadas, que são usadas para tornar as séries temporais estacionárias.

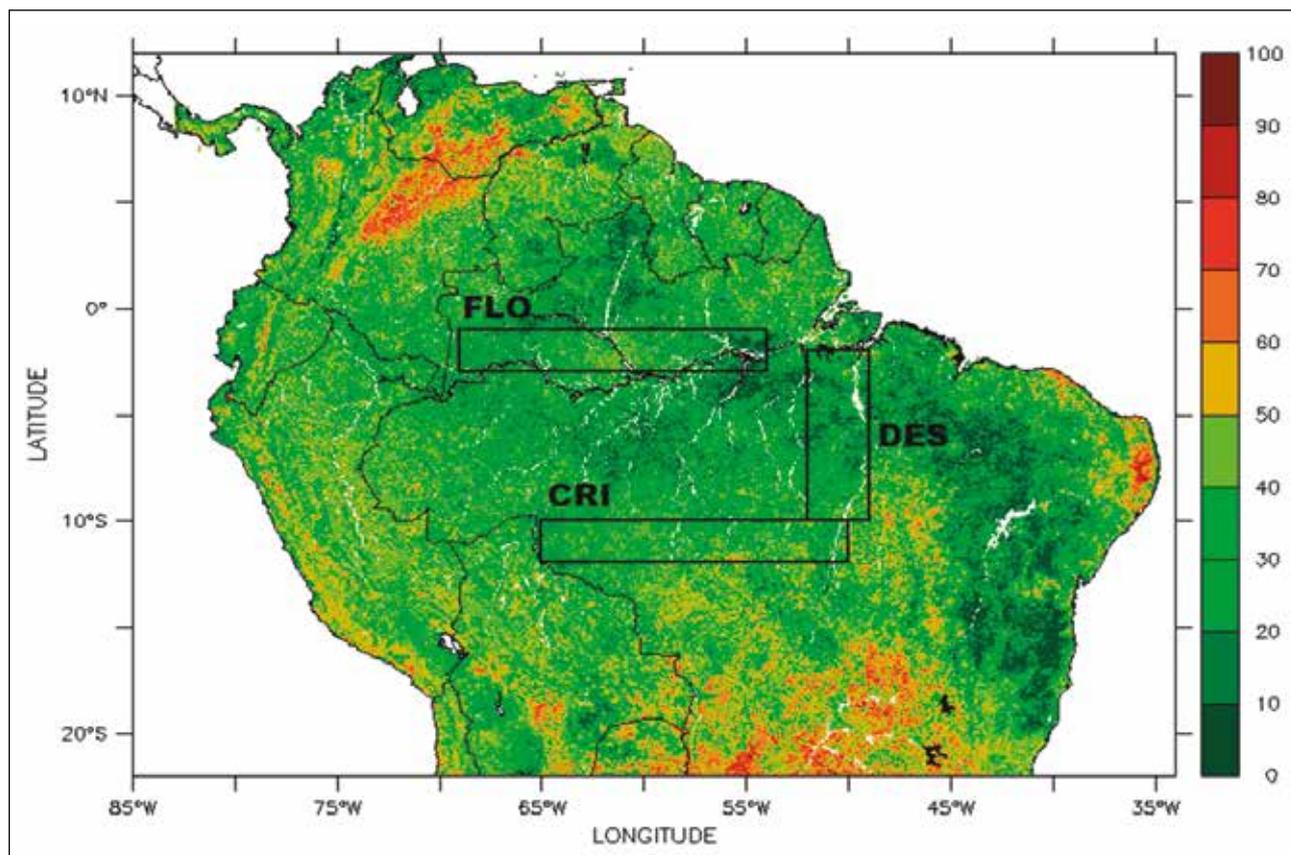


Figura 1 Mapa de localização com as regiões de pesquisa mascarado com o Índice de Saúde Vegetativa para primeira semana do ano de 2016 (2016001).

Assim, temos a forma de ARIMA(p,d,q) escrita da seguinte maneira:

$$\phi(B)(1-B)^d Z_t = \theta(B)\varepsilon_t \quad (1)$$

E a forma multiplicativa de ARIMA(p,d,q) x (P,D,Q)<sub>12</sub>, escrita como segue:

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^S)\nabla^d \nabla_S^D Z_t = \theta_q(B)\Theta_q(B^S)\varepsilon_t \quad (2)$$

Em que,  $\phi$  é o parâmetro autoregressivo não-sazonal; B é o operador de mudança inverso; d e D são respectivamente a ordem do operador de diferenciação não-sazonal e sazonal;  $Z_t$  é a observação no tempo t;  $\theta$  é o parâmetro de média móvel não-sazonal;  $\varepsilon_t$  é o residual do modelo no tempo t;  $\Phi$  é o parâmetro autoregressivo sazonal; S é a diferença sazonal;  $\nabla$  é o operador de diferenciação; e  $\Theta$  é o parâmetro de média móvel sazonal.

Tal modelo analisa a variável que é o alvo, ou seja, a variável dependente em função do tempo ( $Z_t$ ). No caso das séries temporais de precipitação, para este modelo, usam-se séries mensais acumuladas para cada região. Existe fundamental relevância da utilidade deste modelo para a previsão do volume precipitado em cada área e a previsão da tendência por condições passadas da série (memória do comportamento mensal) e estas serão analisadas por intermédio da *Autocorrelation Function* (ACF), que nos retorna medidas do grau de dependência entre os valores de uma série temporal em diferentes momentos de sazonalidade, e por meio das *Partial Autocorrelation Function* (PACF), sendo definida como a sequência de correlações de determinados termos de uma série temporal e os elementos da série mais recentes, medindo a influência de meses recentes e meses seguintes.

Foram aplicados testes para verificar a normalidade dos resíduos, que trata de uma suposição essencial para que os resultados do ajuste do modelo de regressão linear fossem confiáveis, assim tal suposição foi verificada testando a normalidade pelo teste proposto por Shapiro & Wilk (1965) e teste de Levene (1960) para a homocedasticidade. Com a verificação da homocedasticidade dos dados foi analisada a homogeneidade da variância dos erros ( $\varepsilon_t$ ) para observações diferentes. Ou seja, a hipótese

nula testou se as variâncias dos erros eram iguais (homoscedasticidade), por outro lado a hipótese alternativa testou se as variâncias dos erros eram uma função multiplicativa de uma ou mais variáveis, sendo que esta(s) variável(eis) poderiam pertencer ou não ao modelo em questão. Assim testamos a seguinte hipótese:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2$$

$H_1$ : pelo menos um dos  $\sigma_i^2$ 's diferente,  $i = 1, \dots, k$ .

A partir dos testes, foi detectada homogeneidade de variâncias para as séries originais de FLO, DES e CRI, e esta foi rejeitada, haja vista que os valores de p-valor se apresentaram menores do que 0,05. Como solução para contornar essa questão aplicou-se a transformação Box-Cox, que consiste em transformar os dados de acordo com a expressão abaixo:

$$y' = \frac{y^\lambda - 1}{\lambda} \quad (3)$$

Em que, lambda ( $\lambda$ ) é um parâmetro a ser estimado a partir dos dados. Se  $\lambda = 0$  a equação acima se reduz a,

$$y' = \log(y) \quad (4)$$

Uma vez obtido o valor de  $\lambda$ , encontramos os valores dos dados transformados conforme a equação acima e os utilizamos para efetuar as análises. Desta forma, para obtermos as séries temporais transformadas, foi usada a abordagem de Box & Cox (1964) de máxima verossimilhança para selecionar uma transformação de uma resposta univariada ou multivariada para a normalidade, linearidade e/ou variação constante.

### 3 Resultados

#### 3.1 Estatística Descritiva

Apresenta-se na Tabela 1 a estatística descritiva para as regiões de estudo com relação à precipitação mensal acumulada para o período de 1979 a 2013. Observa-se que a região com maior média foi a FLO com 207,6 mm, seguida pela região DES com 160,6 mm e com menor valor a região CRI com 156,9 mm. Quanto aos valores máximos e mínimos

na região FLO foram observados respectivamente os valores de 469,0 e 18,7 mm, na região DES os valores de 461,4 e 7,8 mm e novamente a região CRI foi a que apresentou os menores valores com 443,2 e 0,2 mm. Outras características importantes de serem avaliadas são o desvio padrão e a variância para as regiões. Na região FLO o desvio padrão foi de 82,2 mm e a variância de 6755,6, sendo que estes valores são os menores comparado às outras regiões, o que demonstra ser a região com menor variabilidade de precipitação. Para as regiões DES e CRI foram observados desvios padrão de 113,9 e 119,1 mm e variâncias de 12994,6 e 14173,8, respectivamente. Assim, estas duas regiões apresentaram maior variabilidade, sendo a região CRI maior dentre as outras regiões.

Ainda de acordo com a Tabela 1 podemos verificar a estrutura dos dados, com relação aos valores do 1° e 3° Quartis (1°Q e 3°Q) e a Mediana (Medn). A região FLO apresentou valores do 1°Q de 139,2 mm e 3°Q de 278,7 mm, com Medn de 194,5 mm. Estes valores foram maiores comparados as regiões DES e CRI. Para região DES, o 1°Q foi de 54,9 mm e o 3°Q de 246,8 mm e a mediana apresentou um valor de 142,8 mm e para a região CRI os valores foram de 35,5 mm para o 1°Q e 259,1 mm para o 3°Q e 159,3 mm para a Medn.

Estes valores reforçam que a região FLO apresenta valores de precipitação mais elevados comparados às regiões DES e CRI. Também apresenta um padrão interessante para a região CRI, a qual apresenta o menor valor do 1°Q indicando que se trata de uma região que apresenta valores de precipitação muito baixos, comparado às outras regiões, no entanto apresenta o segundo maior valor do 3°Q, o que retrata valores de precipitação mais elevados comparado a região DES.

A diferença nos maiores valores na média e nos máximos de chuva da região FLO está associada ao fato de ser uma região com cobertura florestal mais abundante, haja vista, que se trata de uma região com pouca influência antrópica, além do que o fluxo de vapor d'água proveniente do Atlântico Equatorial em associação com os ventos alísios tornam-se a fonte primordial de umidade para esta

região (Costa & Foley, 1999; Arraut & Satyamurty, 2009; Arraut *et al.*, 2012; Satyamurty *et al.*, 2013).

A partir das medidas de assimetria, que permitem distinguir distribuições simétricas das assimétricas (positiva ou negativa), os resultados para FLO (0,29), DES (0,46), e CRI (0,19), mostraram que todas as regiões apresentam distribuição assimétrica positiva, o que significa a predominância de valores mais elevados de precipitação, isto é, a distribuição ou curva de frequência tem uma “cauda” mais longa à direita da ordenada que representa a frequência, o que implica no valor médio dos dados ser maior do que a mediana e a moda. Também observamos na última coluna da tabela abaixo, os valores de curtose (CURT) para cada região, o que caracteriza o “achatamento” da curva da função de distribuição de probabilidade. Assim, a partir dos resultados na Tabela 1, pode ser verificado que todas as regiões apresentam a função da distribuição de probabilidade leptocúrtica, o que significa que cada região tem sua distribuição menos “achatada” do que a Curva Normal de mesma área, como destacado na Figura 3, que será apresentada posteriormente.

Região	Mín	1°Q	Medn	Méd	3°Q	Máx	DP	VAR	ASS	CURT
FLO	18,7	139,2	194,5	207,6	278,7	469,0	82,2	6755,6	0,29	-0,81
DES	7,8	54,9	142,8	160,6	246,8	461,4	113,9	12994,6	0,46	-0,89
CRI	0,2	35,5	159,3	156,9	259,1	443,2	119,1	14173,8	0,19	-1,26

Tabela 1 Estatística sumarizada com relação à série temporal de precipitação mensal acumulada (mm) para as regiões de estudo.

A partir da Figura 2, pode ser observado os totais anuais de precipitação para as três regiões de estudo, e a partir de cálculos usando estas séries, verificou-se que a maior média anual foi para a região FLO com 2491,3 mm, e com menores valores médios temos a região DES e CRI com 1926,8 e 1883,7 mm, respectivamente. Com relação ao desvio padrão, também calculado para cada região, temos um padrão semelhante, no qual a região FLO apresenta um desvio padrão maior de 296,8 mm, seguido da região DES com 260,5 mm e o menor desvio padrão é observado na região CRI com um valor de 182,4 mm.

Outra característica importante diz respeito com a amplitude com relação aos totais para cada

ano. A região FLO foi a que apresentou maior amplitude (1128,0 mm), haja vista que seu valor máximo foi de 3221,9 mm registrado no ano de 1988 e seu valor mínimo foi de 2090,3 mm observado no ano de 1997. Para região DES a amplitude foi de 1082,1 mm, com máximo de 2578,3 mm registrado no ano de 1985 e mínimo de 1496,2 mm registrado no ano de 2007. E a região CRI, foi dentre as três a que apresentou a menor amplitude no total anual de precipitação (769,0 mm). Isto porque foram observados um máximo de 2221,2 mm registrado no ano de 1980 e um mínimo de 1452,2 mm, registrado no ano de 2005.

Analisando os anos em que ocorreram os totais máximos e mínimos, percebemos alguns padrões associados ao *Oceanic Niño Index* (ONI) com limiares de  $+0,5^{\circ}\text{C}$  (períodos frios) e  $-0,5^{\circ}\text{C}$  (períodos quentes), que representa a média de 3 meses de anomalias de *Sea Surface Temperature* (SST) na região de Niño 3.4 (ERSSTv4), que está localizado nas coordenadas entre  $5^{\circ}\text{N} - 5^{\circ}\text{S}$  e  $120^{\circ}\text{W} - 170^{\circ}\text{W}$  (Huang *et al.*, 2015). Para a região FLO observa-se o máximo em um período que configurou-se La Niña (1988-1989) e o mesmo padrão foi observado para o máximo da região DES, no entanto o período em que a La Niña estava configurado era entre 1984-1985. O mesmo não é observado para a região CRI, que estava associado com a ocorrência de El Niño no ano de seu máximo, com ONI de  $0,6^{\circ}\text{C}$  e  $0,5^{\circ}\text{C}$  nos trimestres Dezembro-Janeiro-Fevereiro, Janeiro-Fevereiro-Março, respectivamente.

Com relação aos mínimos de precipitação anual, a região FLO esteve associada a um El Niño de grande intensidade, ocorrido em 1997, com um máximo de ONI de  $2,4^{\circ}\text{C}$  nos trimestres de Outubro-Novembro-Dezembro e Novembro-Dezembro-Janeiro. Para a região CRI, o valor mínimo de precipitação anual esteve associado a um dos anos mais secos para Amazônia, estando de acordo com o que foi observado por Marengo *et al.* (2008), em que determinaram as características atmosféricas da seca de 2005 na Amazônia, identificando que a circulação comparativa e as análises de SST para 2005 em relação a outros anos em que houve secas moduladas por El Niño (1926, 1983 e 1998) mostraram que esta seca de 2005 foi concentrada na Amazônia ocidental e sul.

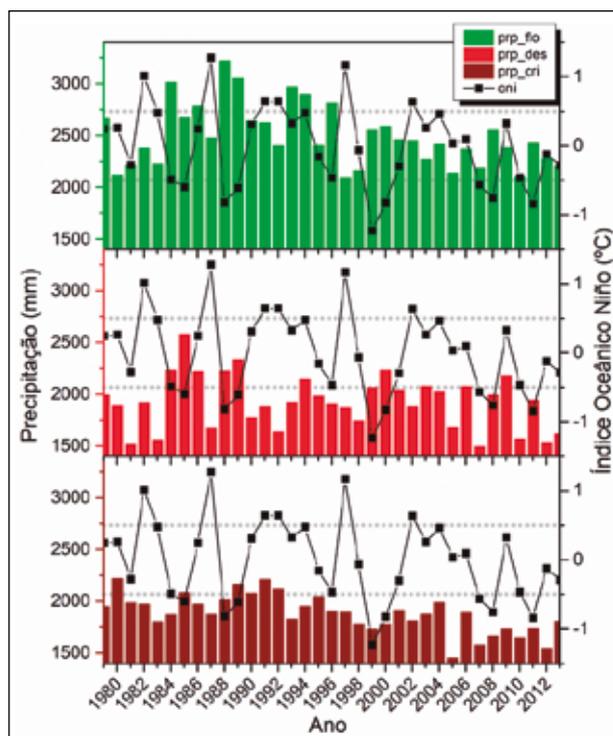


Figura 2 Séries temporais da precipitação total anual para as regiões de estudo (colunas coloridas) e Índice Oceânico Niño (ONI – linhas contínuas), com os limiares de  $-0,5^{\circ}\text{C}$  e  $+0,5^{\circ}\text{C}$  representados pelas linhas pontilhadas.

Na Figura 3, apresentam-se os histogramas dos dados de precipitação mensal acumulada para as três regiões do estudo. Observa-se que sobre a região FLO a precipitação tem uma variação mais homogênea, com uma estrutura bimodal, em que a primeira concentração é na faixa entre 100 a 200 mm. Este primeiro pico tem sua classe de precipitação modulada pela Zona de Convergência Intertropical (ZCIT), na qual se apresenta com maior probabilidade de ocorrência. Já a segunda concentração, gerando o segundo pico, encontra-se entre 250 e 300 mm, padrão este que é modulado pela associação entre ZCIT, Linhas de Instabilidade (LI) e Sistemas Convectivos de Mesoescala (SCM). Por outro lado, na região DES, verifica-se uma frequência mais elevada com valores de precipitação na classe de 0 a 50 mm. Após este pico na primeira classe (0 a 50 mm), observa-se um comportamento decrescente na frequência dos dados com valores de precipitação maiores do que 50 mm.

Analisando os dados a região CRI, nota-se a ocorrência de dois picos máximos na linha de dis-

tribuição normal. O primeiro pico, e maior, está compreendido na classe com os menores valores de precipitação (de 0 a 50 mm) e o segundo pico encontra-se na classe que compreende os valores de precipitação entre 250 e 300 mm. Este padrão pode estar relacionado a dois fatores, o primeiro como sendo variabilidade natural no que dependeria da localização geográfica desta região, e que teria o seu regime de precipitação modulado pelos sistemas meteorológicos associados a esta região em específico (Zona de Convergência do Atlântico Sul - ZCAS, Friagem e SCM), o que favoreceria o pico mais elevado de chuvas observado na classe que compreende valores entre 250 e 300 mm. Um outro possível fator seria com relação ao efeito do desmatamento que ocorre anualmente nessa região, o qual poderia estar afetando a quantidade de chuvas gerando um decréscimo, o que estaria associado com o primeiro pico observado na classe de 0-50 mm no histograma abaixo (CRI). No entanto esse não é o objetivo dessa pesquisa, o que se torna uma perspectiva de uma nova investigação em um futuro artigo.

Apresenta-se na Figura 4 o box-plot da precipitação das três regiões estudadas. Na região FLO observamos que o comportamento da precipitação não possui um período de seca marcante, levando em consideração que não temos meses com valores de precipitação menores do que 100 mm. Nota-se que os meses de março, abril e maio apresentam médias mais elevadas de precipitação com 300, 308,3 e 286,3 mm, respectivamente. Por sua vez, os meses de junho e julho apresentaram-se como meses

de transição para o período menos chuvoso, que foi observado nos meses de agosto, setembro e outubro com valores médios de precipitação de 120,3, 120,5, e 142,6 mm, respectivamente.

Na região DES observam-se dois períodos com precipitação distinta. No primeiro semestre, nos meses de janeiro, fevereiro e março, temos as maiores médias de precipitação, atingindo os valores de 277,9, 294,5 e 324,2 mm, respectivamente. Assim, nestes meses, observa-se a configuração do período chuvoso com o máximo de chuvas em março. Por outro lado, tem-se um período seco bem caracterizado nos meses de junho, julho e agosto com valores de 48,7, 30,6 e 29,9, respectivamente. O período de transição entre chuvoso e seco são os meses de abril (250,6 mm) e maio (138 mm), e os meses de outubro (113,5 mm), novembro (147,7 mm) e dezembro (210,9 mm), representam a transição do período seco para chuvoso.

Tanto a região CRI quanto a região DES apresentam períodos chuvosos e secos bem definidos. Ao analisarmos o período chuvoso, que encontra-se compreendido nos meses de dezembro, janeiro e fevereiro, verificamos valores de 287,8, 313,3 e 290,9 mm, respectivamente. Tais valores estão de acordo com Santos *et al.* (2015a), que analisando sub-regiões do sul da Amazônia, observaram a maior precipitação extrema registrada no verão austral (dezembro-fevereiro) que representa a estação chuvosa, o que é importante, haja vista que estas sub-regiões são influenciadas pelo sistema de monções na Amé-

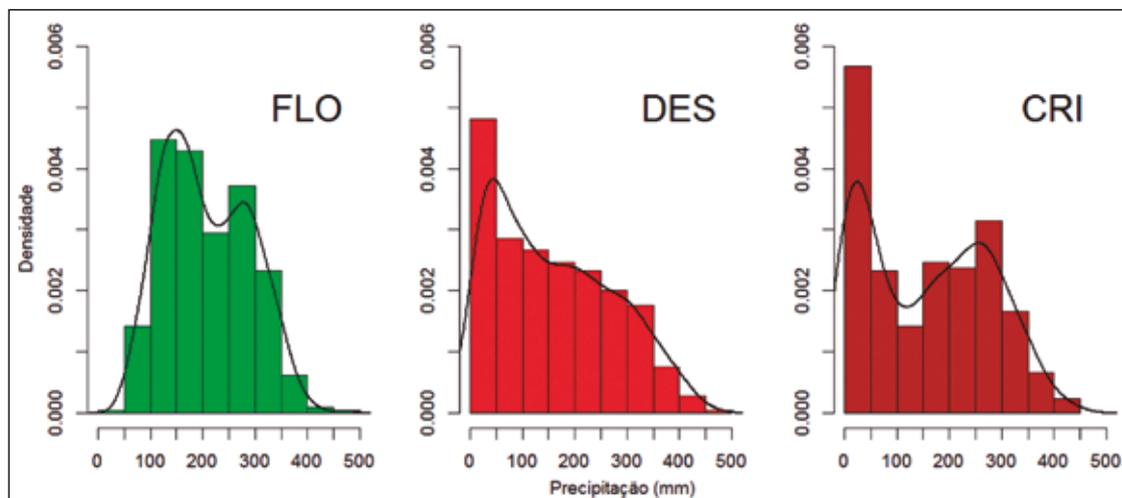


Figura 3  
Histogramas das séries temporais da precipitação mensal acumulada para as regiões de estudo.

rica do Sul (Marengo *et al.*, 2012), que modula a formação da ZCAS (Zhou & Lau 1998; Carvalho *et al.*, 2004). Após este período temos abril (158,3 mm) e maio (54,2 mm) como meses de transição entre chuvoso e seco. Da mesma forma como foi possível observar no período chuvoso um comportamento marcante, também foi possível observar no período seco um comportamento bem configurado, já que verificamos nos meses de junho, julho e agosto, os menores valores de 13,2; 8,3 e 21 mm, respectivamente, quando comparados com a região FLO.

A estatística descritiva apresentada até aqui está de acordo com Santos *et al.* (2014), em que seus autores sugerem a partir de seus resultados, que três sub-regiões são suficientes para separar a Amazônia brasileira em diferentes regimes de precipitação. O que faz com que as regiões estejam inseridas nestas sub-regiões. No entanto é bem mais perceptível pela configuração dos nossos resultados que a subdivisão ao qual faz parte nossas regiões, seja de acordo com Marengo (2004) e Marengo & Nobre (2009), que sugerem em suas pesquisas que a Amazônia possa também ser dividida em duas regiões, setentrional e meridional. Isto devido, a estas duas regiões serem influenciadas por diferentes sistemas meteorológicos. O norte da Amazônia tem sua precipitação modulada principalmente por Zona de Convergência Intertropical (ZCIT) e Linhas de Instabilidade (LI) e o sul da Amazônia por sistemas como a Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZACS) e Alta da Bolívia (AB)

Após feita a decomposição das séries temporais (figuras não apresentadas), pode ser observado nas regiões FLO e CRI uma tendência de decréscimo na precipitação mensal acumulada a partir da década de 90, o que está em concordância com Santos *et al.* (2015b), que observaram tendências negativas para região sul da Amazônia. No entanto, os autores encontraram de uma forma geral tendências contrastantes entre o sul e o norte da Amazônia. Os autores evidenciaram também que as tendências nessas regiões não são homogêneas, fato este que indicam diversas alterações com caráter regional, não estando relacionadas a uma mudança global do clima. O que não foi verificado neste mesmo momento na região DES, podendo ser notado que há um comportamento de decréscimo a partir de 2010. Verificou-se também que para todas as regiões a sazonalidade é muito marcante nas séries, o que nos leva a aplicar uma diferenciação na série para que dessa forma possa ser induzida a estacionariedade.

Esta grande variabilidade da precipitação nas três regiões é devido a grande área que a Amazônia abrange, o que proporciona diferentes características meteorológicas e climáticas (Santos *et al.*, 2014). Desta forma, diversos autores (Vale *et al.*, 2011; Sena *et al.*, 2012; Marengo *et al.* 2013(a, b); Satyamurty *et al.*, 2013), identificam como sendo os principais mecanismos tropicais de circulação oceano-atmosfera moduladores da precipitação nessa região, El Niño Oscilação Sul (ENOS) sobre o Oceano Pacífico e o gradiente meridional inter-hemisférico de anomalias de temperatura da superfície do mar

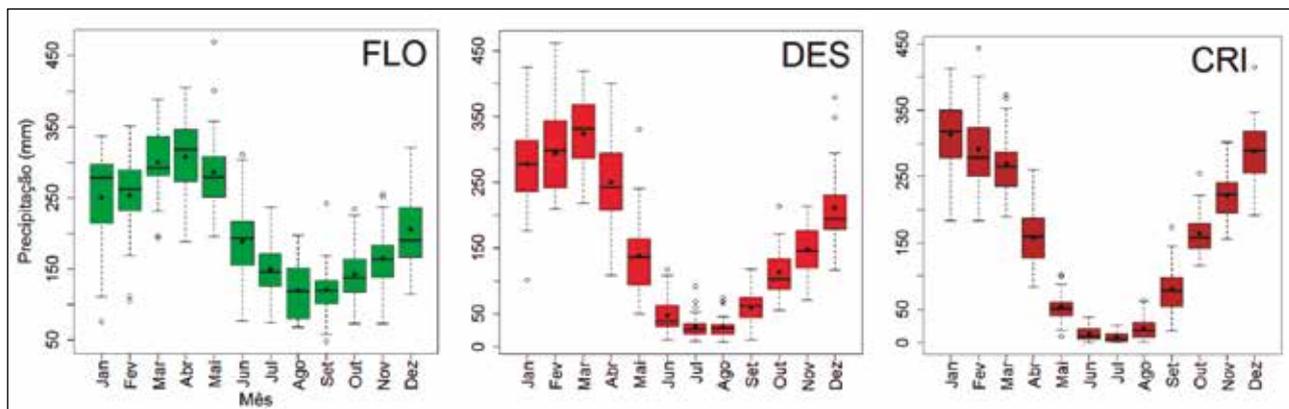


Figura 4 Box-Plot das séries temporais de precipitação mensal acumulada para as regiões de estudo, a média é representada pelos círculos sólidos em preto.

(TSM) sobre o oceano Atlântico, os quais atuam em suas respectivas fases favorecendo ou desfavorecendo a atividade convectiva em áreas tropicais, o que também tem levado essa região a sofrer com enchentes recorrentes (1954, 1989, 1999, 2009, 2011 e 2012).

### 3.2. Previsão Sazonal

#### 3.2.1 Suposições do Modelo

A partir dos seguintes valores de lambda ( $\lambda$ ), para a região FLO ( $\lambda = 0,4894$ ), para DES ( $\lambda = 0,4006$ ) e para CRI ( $\lambda = 0,4727$ ) e estimados os parâmetros de transformação para cada região do estudo, as séries foram transformadas a partir das Eq. 03 e 04. De acordo com a Tabela 2, verificamos que o resultado do teste de normalidade leva a aceitação da hipótese nula ( $H_0$ ), na qual diz que os dados seguem uma distribuição Normal  $[N(\mu, \sigma^2)]$  para todas as áreas, haja vista que os valores de p-valor são menores do que 0,05.

Da mesma forma, quando analisamos o resultado do teste de homocedasticidade, no qual verificou-se também que todos os valores de p-valor são menores do que 0,05, implicando na rejeição da hipótese nula ( $H_0$  - igualdade das variâncias -  $\sigma^2/\sigma_0^2 = 1$ ). Ao aplicarmos os testes de normalidade (Shapiro-Wilk) e homogeneidade das variâncias ou homocedasticidade (Levene), tanto para a série original quanto para a série transformada observamos os seguintes resultados expostos na Tabela 2.

	Normalidade	Homocedasticidade
	Shapiro-Wilk W (p-valor)	Levene F (Pr (> F))
FLO_origin	0,97029 (1,526e-07)	1,9169 (0,03567*)
FLO_transf	0,97999 (1,503e-05)	0,8859 (0,5542)
DES_origin	0,93515 (1,499e-12)	9,8873 (5,69e-16***)
DES_transf	0,95928 (2,208e-09)	1,3654 (0,1866)
CRI_origin	0,92443 (1,048e-13)	10,98 (< 2,2e-16)
CRI_transf	0,92546 (1,339e-13)	2,2118 (0,0132 *)

Tabela 2 Resultados do teste de normalidade (Shapiro-Wilk) e homocedasticidade (Levene) aplicados à série temporal de precipitação mensal acumulada original e transformada por Box-Cox, para as regiões de estudo.

\*Intervalo de Confiança de 95%

Códigos de Significância: 0 \*\*\*\* 0.001 \*\*\* 0.01 \*\* 0.05 \* 0.1 ' 1

De acordo com o resultado do teste de Shapiro-Wilk (normalidade), ao nível de significância de 5%, a hipótese nula de normalidade é rejeitada, haja vista, que os valores de p-valor para as todas as séries originais e transformadas são menores do que  $\alpha$  (0,05). E ao aplicarmos o teste de Levene para homocedasticidade verificamos que os valores de p-valor para as regiões FLO e DES se diferem da série original (0,03567 e 5,69e-16, respectivamente) para a série transformada (0,5542 e 0,1866, respectivamente), dessa forma infere-se que as séries foram homogeneizadas com relação a variância através da transformação Box-Cox, exceto pela região CRI que apresentou p-valor menor que 0,05 em ambas as séries, original e transformada.

Região	Norm.	Estac.	Homoc.	"Médias"
	Shapiro-Wilk	Dickey-Fuller	Levene	T (p-value)
	W (p-value)	(p-valor)	F (Pr (> F))	
FLO: Sim.	0,99 (0,50)	-16,74 (0,01)	1,75 (0,05)	-0,07 (0,93)
FLO: Sim./Saz.	0,98 (0,004)	-8,00 (0,01)	1,71 (0,06)	-0,06 (0,95)
DES: Sim.	0,98 (0,02)	-20,52 (0,01)	1,36 (0,18)	-0,11 (0,91)
DES: Sim./Saz.	0,99 (0,81)	-7,47 (0,01)	1,30 (0,21)	-2e-04 (0,99)
CRI: Sim.	0,99 (0,03)	-21,41 (0,01)	0,85 (0,58)	-0,01 (0,98)
CRI: Sim./Saz.	0,99 (0,13)	-7,65 (0,01)	1,00 (0,43)	-0,05 (0,95)

Tabela 3 Testes estatísticos aplicados às diferenciações simples e sazonal em cada série temporal das respectivas regiões do estudo.

Apartir do teste Dickey-Fuller apresentado na Tabela 3, podemos verificar que como os p-valores são menores (0,01) do que alfa (0,05), rejeitamos a hipótese nula de não-estacionariedade. Logo, conseguimos a estacionariedade das séries temporais pela transformação Box-Cox, habilitando-a para as próximas etapas que tratam da identificação e posterior verificação do modelo.

#### 3.2.2 Previsões e Verificação do Modelo

Através da representação gráfica da ACF e da PACF (figuras não mostradas) sem diferenciação, foi verificada sazonalidade marcante nas séries das três regiões do estudo. No entanto, ao aplicarmos as diferenciações simples e sazonal, foi possível induzir a estacionariedade das séries temporais de pre-

precipitação para as regiões, e dessa forma se obteve a ordem dos parâmetros de estimação para geração da previsão. A partir da série estacionária, foi aplicado o teste de raiz unitária para verificar se o objetivo foi alcançado, o qual demonstrou resultado satisfatório, uma vez que todos os resultados obtiveram p-valores iguais a 0,01, o que nos levou a rejeição da hipótese nula de não estacionariedade.

Desse modo foram identificados os seguintes modelos de acordo com os coeficientes obtidos: Para a região FLO: ARIMA(1,1,1) x (1,1,1), para a Região DES: ARIMA(1,1,1) x (1,1,1), e para região CRI: ARIMA(1,1,1) x (1,1,1) e ARIMA(2,1,0) x (2,1,0). Mediante a identificação dos modelos, utilizamos o critério de Akaic (Sakamoto, 1986), para auxiliar na escolha do modelo mais adequado, e para isso foram observados os menores AIC, apresentados na Tabela 4. A partir desta escolha, gerou-se a previsão para os 12 meses subsequentes (janeiro a dezembro de 2014) para as três regiões de estudo (Figura 6).

Região / Modelo (p,d,q) x (P,D,Q)	AIC	AICc	BIC
FLO / ARIMA (1,1,1) x (1,1,1) <sub>12</sub>	4288,49	4288,64	4308,53
DES / ARIMA (1,1,1) x (1,1,1) <sub>12</sub>	4345,33	4345,48	4365,37
CRI / ARIMA (1,1,1) x (1,1,1) <sub>12</sub>	4110,45	4110,60	4130,50

Tabela 4 Resultados dos testes para verificar a adequação dos modelos ARIMA para cada região.

Na Figura 5, temos os gráficos de diagnóstico dos resíduos dos modelos SARIMA propostos. Observa-se que a *acf* apresenta correlação nula, e que os p-valores do teste de independência dos resíduos estão sempre acima de 5%, concluindo-se assim que tais modelos estão bem ajustados, com seus respectivos resíduos aparentando serem ruído branco.

Os histogramas dos resíduos (Figura 6 – gráficos a esquerda) mostram a distribuição dos resíduos para todas as observações. Como observa-se, os resíduos são aleatórios com média de 0 (zero), assim temos que o modelo se adapta bem aos dados. Por esse motivo, os histogramas são aproximadamente simétricos em torno de 0 (zero).

Da mesma forma, observamos na Figura 6 (gráficos a direita), gráfico quantil-quantil dos resíduos, que analisam a adequação de distribuição de frequência dos dados à uma distribuição de probabilidade normal, e a partir da interpretação para cada região observa-se que os resíduos apresentam normalidade, sendo este um dos pressupostos da análise de regressão, o que demonstra que a série pode ser modelada com os modelos sugeridos.

Assim como esta pesquisa apresentou parâmetros estatísticos que tornaram o modelo bem ajustado, outros estudos como Soltani *et al.* (2007), Lúcio *et al.* (2010) e Mello & Silva (2009) também identificaram boa qualidade no ajuste de modelos estatísticos para estimativa das precipitações em diversas regiões o Brasil.

#### 4 Conclusões

A modelagem de séries temporais para regiões com interferência antrópica em diferentes níveis na Amazônia foi analisada neste estudo. O modelo ARIMA ou Box-Jenkins, como também é chamado, se mostrou adequado ajustando-se a precipitação mensal. Nas séries temporais para cada região foram analisados diferentes modelos ARIMA, bem como o modelo multiplicativo ARIMA (p, d, q) × (P, D, Q)<sub>12</sub> com parâmetros de baixa ordem e modelo multiplicativo ARIMA (p, d, q) × (P, D, Q)<sub>12</sub> com parâmetros de alta ordem.

Os modelos indicaram características temporais do mecanismo gerador de chuva, tornando-os adequados a serem utilizados para estimar os valores de precipitação mensal acumulada para as três regiões, o que possibilitaria investigar possíveis mudanças no regime de chuvas destas localidades, haja vista que se tratam de regiões com influência antrópica marcante, com exceção da região FLO.

Algo que possivelmente torna-se alvo de estudos futuros é analisar a associação entre o padrão temporal das séries temporais de precipitação e os efeitos de El-Niño Oscilação Sul para cada região, fato este que poderia explicar ainda mais os eventos extremos como secas e inundações, usando modelagem de séries temporais multivariadas.

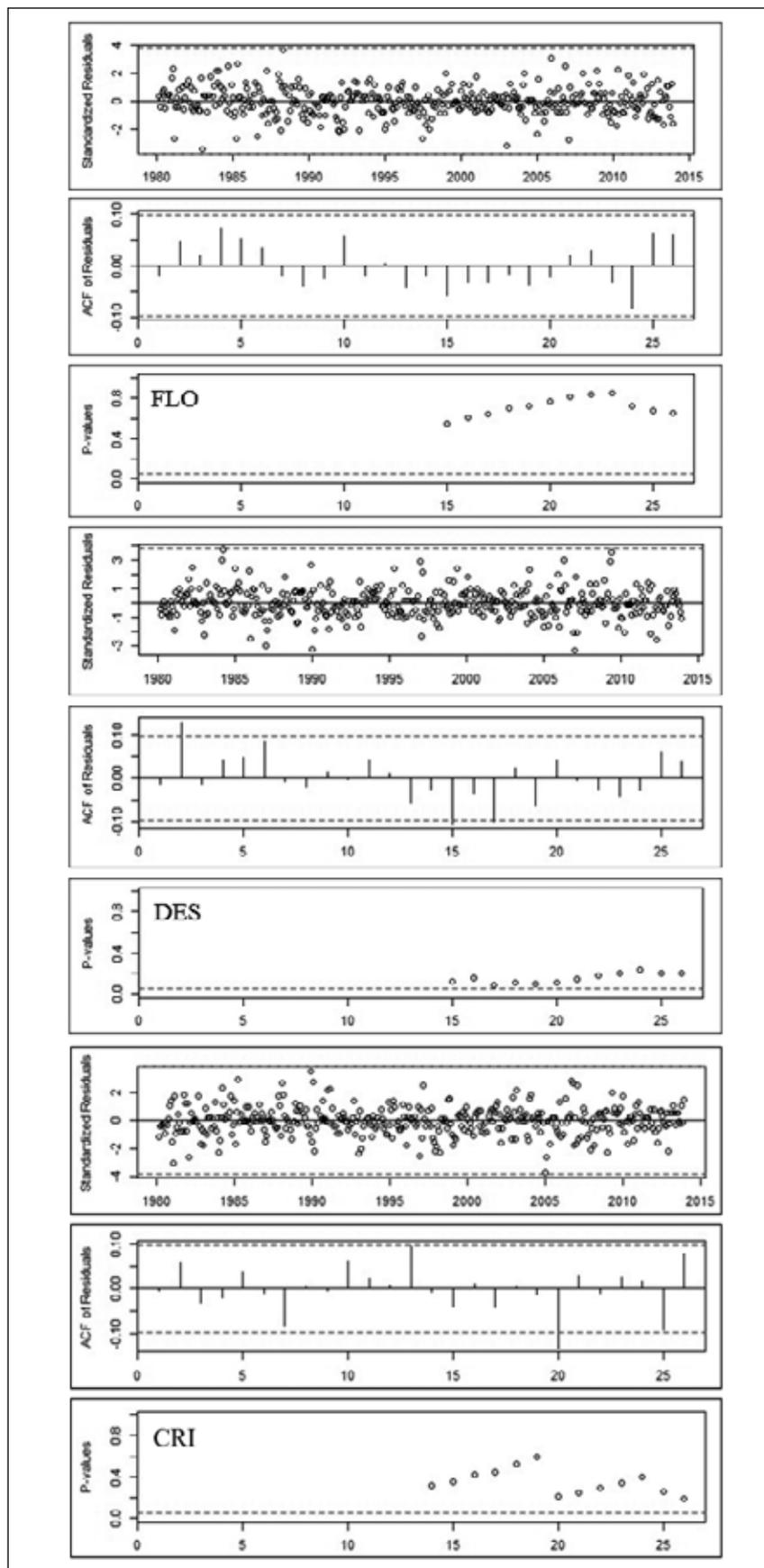


Figura 5 Gráficos de diagnóstico do modelo SARIMA com os valores-p de Ljung-Box para as regiões FLO, DES e CRI.

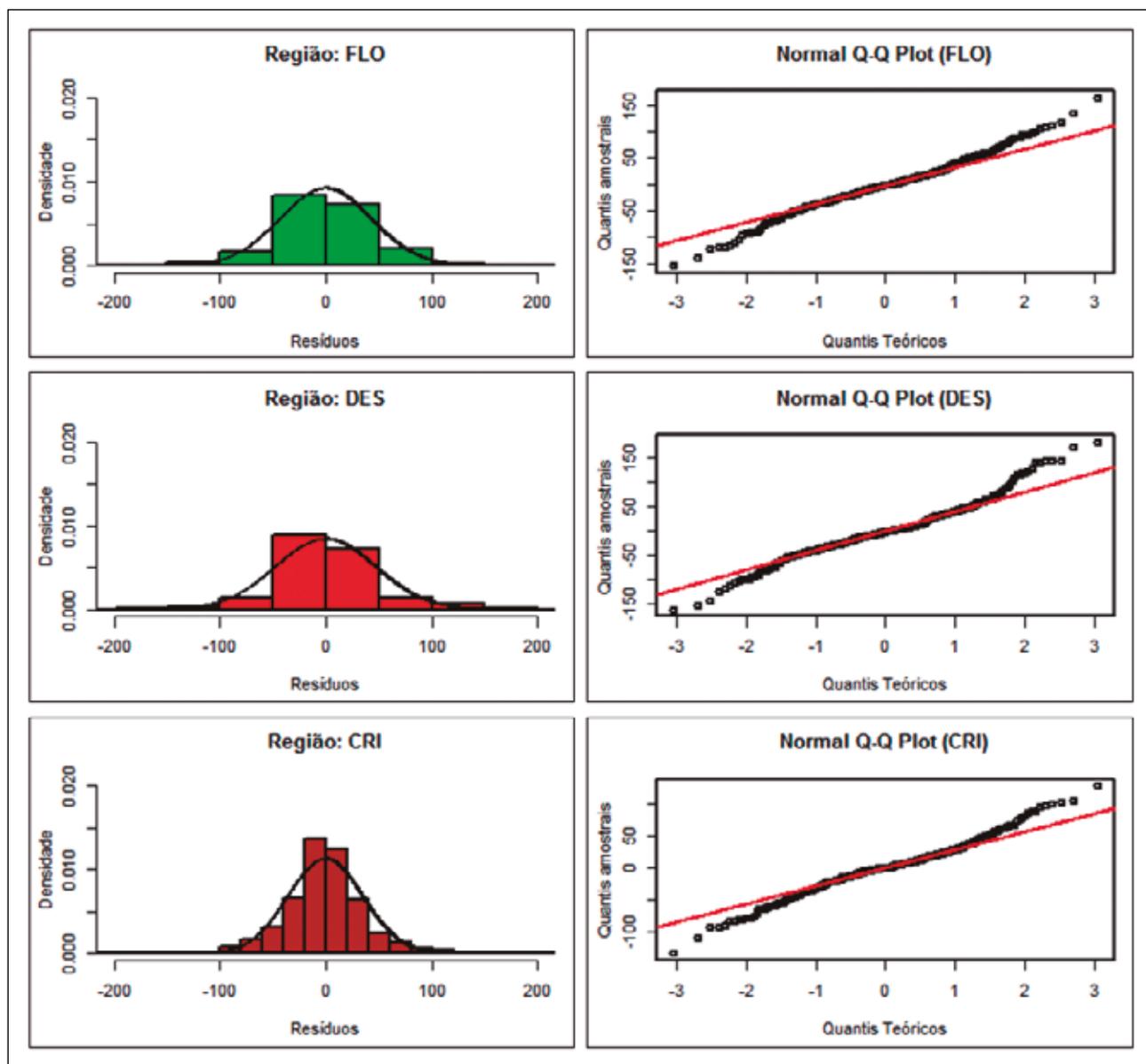


Figura 6 Histograma e Quantil-Quantil dos resíduos para cada região.

## 5 Referências

- Arraut, J.R. & Satyamurty, P. 2009. Precipitation and water vapor transport in the Southern Hemisphere with emphasis on the South American region. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 48(9): 1902-1912.
- Arraut, J.R.; Nobre, C.; Barbosa, H.M.J.; Obregon, G. & Marengo, J.A. 2012. Aerial Rivers and Lakes: Looking at Large-Scale Moisture Transport and Its Relation to Amazonia and to Subtropical Rainfall in South America. *Journal of Climate*, 25(2): 543-556.
- Asner, G.P.; Townsend, A.R. & Braswell, B.H. 2000. Satellite observation of El Niño effects on Amazon forest phenology and productivity. *Geophysical Research Letters*, 27(7): 981-984.
- Baker, I.T.; Prihodko, L.; Denning, A.S.; Goulden, M.; Miller, S. & Da Rocha, H.R. 2008. Seasonal drought stress in the Amazon: reconciling models and observations. *Journal Geophysical Research*, 113: 1-10.
- Botta, A.; Ramankutty, N. & Foley, J.A. 2002. Long-term variations of climate and carbon fluxes over the Amazon basin. *Geophysical Research Letters*, 29(9): 1319.
- Box, G.E.P. & Cox, D.R. 1964. An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society*, 26: 211-46.
- Box, G. & Jenkins, G.M. 1976. *Time series analysis*. San Francisco, Holden-Day. 575 p.
- Carvalho, L.M.V.; Jones, C. & Liebmann, B. 2004. The South Atlantic convergence zone: Intensity, form, persistence, and relationships with intraseasonal to interannual activity and extreme rainfall. *Journal of Climate*, 17: 88-108.

- Chen, M. & Xie, P. 2008. CPC Unified Gauge-based Analysis of Global Daily Precipitation. In: WESTERN PACIFIC GEOPHYSICS MEETING, Cairns, Australia, 2008.
- Costa, M.H. & Foley, J.A. 1999. Trends in the hydrologic cycle of the Amazon basin. *Journal of Geophysical Research*, 104: 14189-14198.
- Da Rocha, R.P.; Morales, C.A.; Cuadra, S.V. & Ambrizzi, T. 2009. Precipitation diurnal cycle and summer climatology assessment over South America: An evaluation of Regional Climate Model version 3 simulations. *Journal of Geophysical Research*, 114: 1-19.
- David, M.; Walko, R.L. & Avissar, R. 2011. Effects of Deforestation on Spatiotemporal Distributions of Precipitation in South America. *Journal of Climate*, 24: 2147-2163.
- El-Masri, B.; Barman, R.; Meiyappan, P.; Song, Y.; Liang, M.; & Jain, A. K. 2013. Carbon dynamics in the Amazonian Basin: Integration of eddy covariance and ecophysiological data with a land surface model. *Agricultural and Forest Meteorology*, 182-183: 156-167.
- Foley, J.A.; Botta, A.; Coe, M.T. & Costa, M.H. 2002. El Niño–Southern Oscillation and the climate, ecosystems and rivers of Amazonia. *Global Biogeochemical Cycles*, 16(4): 1132.
- Houghton, J.T.; Meira Filho, L.G.; Callander, B.A.; Harris, N. & Kattenberg, A. 1996. *Climate change 1995: the science of climate change*. Cambridge, Cambridge University Press. 584 p.
- Huang, B.; Banzon, V.F.; Freeman, E.; Lawrimore, J.; Liu, W.; Peterson, T.C.; Smith, T.M.; Thorne, P.W.; Woodruff, S.D. & Zhang, H. 2015. Extended Reconstructed Sea Surface Temperature version 4 (ERSST.v4), Part I. Upgrades and Inter-comparisons. *Journal of Climate*, 28: 911–930.
- Levene, H. 1960. Robust Test for Equality of Variances, In: OLKIN, I. (ed.). *Contributions to Probability and Statistics: Essays in Honor of Harold Hotelling*. Stanford University Press, p. 278–292.
- Lúcio, P.S.; Silva, F.D.S.; Fortes, L.T.G.; Santos, L.A.R.; Ferreira, D.B.; Salvador, M.A.; Balbino, H.T.; Sarmanho, G.F.; Santos, L.S.F.C.; Lucas, E.W.M.; Barbosa, T.F. & Dias, P.L.S. 2010. A combined stochastic model for seasonal prediction of precipitation in Brazil. *Revista Brasileira de Meteorologia*, 25(1): 70 – 87.
- Marengo J.A. 2004. Interdecadal variability and trends of rainfall across the Amazon basin. *Theoretical and Applied Climatology*, 78: 79–96.
- Marengo, J.A.; Nobre, C.A.; Tomasella, J.; Oyama, M.; Sampaio, G.; Camargo, H. & Alves, L. 2008. The Drought of Amazonia in 2005. *Journal of Climate*, 21(3): 495-516.
- Marengo J.A. & Nobre C.A. 2009. Clima na Região Amazônica. In: CAVALCANTI, I.F.A.; FERREIRA, N.J.; DA SILVA, M.G.A.J. & SILVA DIAS, M.A.F. (ed.). *Tempo e Clima no Brasil*. Oficina de Textos, p. 197–212.
- Marengo, J.A.; Liebmann, B.; Grimm, A.M.; Misra, V.; Silva Dias, P.L.; Cavalcanti, I.F.A.; Carvalho, L.M.V.; Berbery, H.; Ambrizzi, T.; Vera, C.S.; Saulo, A.C.; Noguees Paegle, J.; Zipser, E.; Seth, A. & Alves, L.M. 2012. Recent developments on the South American monsoon system. *International Journal Climatology*, 32: 1–21.
- Marengo, J.A.; Alves, L.M.; Soares, W.R.; Rodriguez, D.A.; Camargo, H.; Riveros, M.P. & Pabló, A.D. 2013(a). Two Contrasting Severe Seasonal Extremes in Tropical South America in 2012: Flood in Amazonia and Drought in Northeast Brazil. *Journal of climate*, 26: 9137–9154.
- Marengo, J.A.; Borma, L.S.; Rodriguez, D.A.; Pinho, P.; Soares, W.R. & Alves, L.M. 2013(b). Recent Extremes of Drought and Flooding in Amazonia: Vulnerabilities and Human Adaptation. *American Journal of Climate Change*, 2: 87-96.
- Mcguffie, K. & Henderson-Sellers, A. 2001. Forty years of numerical climate modelling. *International Journal of Climatology*, 21(9): 1067-1109.
- Mello, C.R. & Silva, A.M. 2009. Modelagem estatística da precipitação mensal e anual e no período seco para o estado de Minas Gerais. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, 13(1): 68-74.
- Nobre C.A. & Nobre A.D. 2002. O balanço de carbono da Amazônia brasileira. *Estudos Avançados*, 45: 81-90.
- Oyama, M.D. & Nobre, C.A. 2003. A new climate vegetation equilibrium state for Tropical South America. *Geophysical Research Letters*, 30(23): 2199.
- Petersen, W.A.; Nesbitt, S.W.; Blakeslee, R.J.; Cifelli, R.; Hein, P. & Rutledge, S.A. 2002. TRMM observations of intraseasonal variability in convective regimes over the Amazon. *Journal of Climate*, 15: 1278–1293.
- Potter, C.; Klooster, S.; De Carvalho, C.R.; Genovese, V.B.; Torregrosa, A.; Dungan, J.; Bobo, M. & Coughlan, J. 2001. Modeling seasonal and interannual variability in ecosystem carbon cycling for the Brazilian Amazon region. *Journal Geophysical Research*, 106 (D10): 10423–10466.
- Potter, C.; Klooster, S.; Huete, A.; Genovese, V.; Bustamante, M.; Ferreira, L.G.; De Oliveira Junior, R. & Zepp, R. 2009. Terrestrial carbon sinks in the Brazilian Amazon and Cerrado region predicted from MODIS satellite data and ecosystem modeling. *Biogeosciences Discussions*, 6: 947–969.
- Sakamoto, Y.; Ishiguro, M. & Kitagawa, G. 1986. *Akaike Information Criterion Statistics*. New York, Springer Netherlands. 290 p.
- Saleska, S.R.; Miller, S.D.; Matross, D.M.; Goulden, M.L.; Wofsy, S.C.; Da Rocha, H.R.; De Camargo, P.B.; Crill, P.; Daube, B.C.; De Freitas, H.C.; Hutyrá, L.; Keller, M.; Kirchhoff, V.; Menton, M.; Munger, J.W.; Pyle, E.H.; Rice, A.H. & Silva H. 2003. Carbon in Amazon Forests: Unexpected Seasonal Fluxes and Disturbance-Induced Losses. *Science*, 302: 1554-1557.
- Santos, E.B.; Lucio, P.S. & Santos E Silva, C.M. 2014. Precipitation regionalization of the Brazilian Amazon. *Atmospheric Science Letters*, 16: 185-192.
- Santos, E.B.; Lucio, P.S. & Santos E Silva, C.M. 2015a. Seasonal analysis of return periods for maximum daily precipitation in the Brazilian Amazon. *Journal of Hydrometeorology*, 16: 973-984.
- Santos, E.B.; Lucio, P. & Santos E Silva, C.M. 2015b. Análise de tendência da precipitação diária na Amazônia Brasileira. *Revista Brasileira de Geografia Física*, 8: 1041-1052.
- Satyamurty, P.; Da Costa, C.P.W. & Manzi, A.O. 2013. Moisture source for the Amazon Basin: a study of contrasting years. *Theoretical and Applied Climatology*, 111(1-2): 195-209.
- Sena, J.A.; Beser de Deus, L.A.; Freitas, M.A.V. & Costa, L. 2012. Extreme events of droughts and floods in Amazonia: 2005 and 2009. *Water Resources Management*, 26: 1665–1676.
- Shapiro, S.S. & Wilk, M.B. 1965. An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52(3-4): 591–611.
- Soltani, S.; Modarres, R. & Eslamian, S.S. 2007. The use of time series modelling for the determination of rainfall climates of Iran. *International Journal of Climatology*, 27(6): 819–829.
- Tian, H.Q.; Melillo, J.M.; Kicklighter, D.W.; McGuire, A.D.; Helfrich, J.V.K.; Moore, B. & Vorosmarty, C.J. 1998. Effect of interannual climate variability on carbon storage in Amazonian ecosystems. *Nature*, 396: 664–667.
- Vale, R.; Filizola, N.; Souza, R. & Schongart, J. 2011. A cheia de 2009 na Amazônia Brasileira. *Revista Brasileira de Geociências*, 41(4): 577–586.
- Xie, P.; Yatagai, A.; Chen, M.; Hayasaka, T.; Fukushima, Y.; Liu, C. & Yang, S. 2007. A gauge-based analysis of daily precipitation over East Asia. *Journal of Hydrometeorology*, 8: 607-626.
- Zhou, J. & Lau, K.M. 1998. Does a monsoon climate exist over South America?. *Journal of Climate*, 11: 1020–1040.