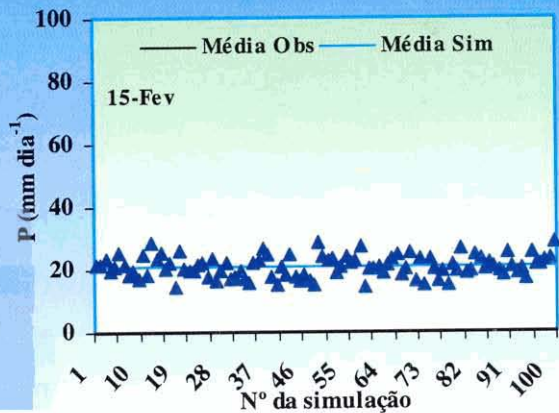
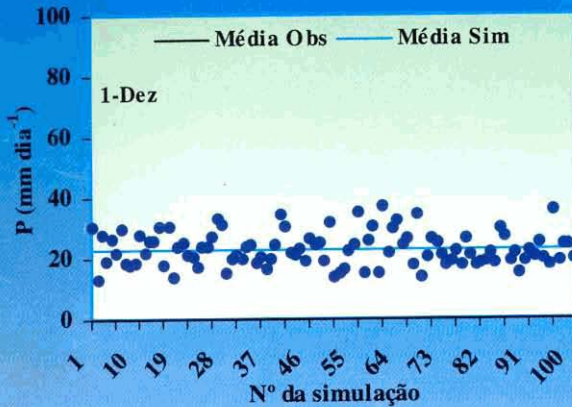


## Metodologia para simulação de elementos climáticos em planilha eletrônica



**REPÚBLICA FEDERATIVA DO BRASIL**

*Fernando Henrique Cardoso*  
Presidente

**Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento**

*Marcus Vinícius Pratini de Moraes*  
Ministro

**Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária  
Conselho de Administração**

*Márcio Fortes de Almeida*  
Presidente

Alberto Duque Portugal  
Vice-Presidente

Dietrich Gerhard Quast  
José Honório Accarini  
Sérgio Fausto

Urbano Campos Ribeiral  
Membros

Diretoria Executiva da Embrapa  
Alberto Duque Portugal  
Diretor-Presidente

*Dante Daniel Giacomelli Scolari*  
*Bonifácio Hideyuki Nakasu*  
*José Roberto Rodrigues Peres*  
Diretores

**Embrapa Meio-Norte**

*Maria Pinheiro Fernandes Corrêa*  
Chefe-Geral

*Hoston Tomás Santos do Nascimento*  
Chefe-Adjunto de Pesquisa e Desenvolvimento

*Sérgio Luiz de Oliveira Vilela*  
Chefe-Adjunto de Comunicação e Negócios

*João Erivaldo Saraiva Serpa*  
Chefe-Adjunto Administrativo

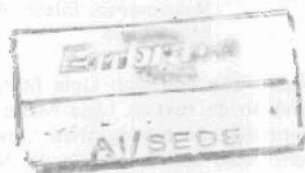
**Embrapa**

Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária  
Centro de Pesquisa Agropecuária do Meio-Norte  
Ministério de Agricultura, Pecuária e Abastecimento

ISSN 0104-866X

Dezembro, 2002

## **Documentos 68**



### **Metodologia para simulação de elementos climáticos em planilha eletrônica**

**Aderson Soares de Andrade Júnior  
Edson Alves Bastos**

Teresina, PI  
2002

Exemplares desta publicação podem ser adquiridos na:

**Embrapa Meio-Norte**

Av. Duque de Caxias, 5650 • Bairro Buenos Aires  
Caixa Postal 01 • Cep 64006-220 • Teresina, PI  
Fone: (86) 225 1141 • Fax: (86) 225 1142  
www.cpamn.embrapa.br  
Vendas: sac@cpamn.embrapa.br

**Comitê de Publicações**

**Presidente:** Valdenir Queiroz Ribeiro

**Secretária executiva:** Ursula Maria Barros de Araújo

**Membros:** Expedito Aguiar Lopes, Maria do Perpétuo Socorro Cortez Bona do Nascimento, Edson Alves Bastos, Milton José Cardoso e João Avelar Magalhães

**Supervisão editorial:** Lígia Maria Rolim Bandeira

**Revisão de textos:** Lígia Maria Rolim Bandeira

**Normalização bibliográfica:** Jovita Gomes Oliveira

**Editoração eletrônica:** Cecílio Nunes (86) 9982 7381

**1ª edição**

**1ª impressão** (2002) 300 exemplares

**Todos os direitos reservados.**

A reprodução não autorizada desta publicação, no todo ou em parte, constitui violação dos direitos autorais (Lei nº 9.610)

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)  
Embrapa Meio-Norte

---

Andrade Júnior, Aderson Soares de.

Metodologia para simulação de elementos climáticos em planilha eletrônica / Aderson Soares de Andrade Júnior, Edson Alves Bastos. – Teresina: Embrapa Meio-Norte, 2002.  
57 p.: il.; 21 cm. – (Embrapa Meio-Norte. Documentos; 68).

1. Climatologia agrícola. I. Bastos, Edson Alves. II. Embrapa Meio-Norte. III. Título. IV. Série.

CDD: 630.2516 (21. ed.)

© Embrapa 2002

Embrapa	
Unidade:	Ai Seade
Valor aquisição:	
Data aquisição:	02/02/07
N.º N. Fiscal/Fatura:	
Fornecedor:	
N.º OCS:	
Origem:	Jocoad
N.º Registro:	00097/07-ex 2

## **Autores**

### **Aderson Soares de Andrade Júnior**

Engenheiro Agrônomo, Doutor em Irrigação e Drenagem,  
Embrapa Meio-Norte, Caixa Postal 01, CEP 64006-220  
Teresina, PI.

E-mail: [aderson@cpamn.embrapa.br](mailto:aderson@cpamn.embrapa.br);

### **Edson Alves Bastos**

Engenheiro Agrônomo, Doutor em Irrigação e Drenagem,  
Embrapa Meio-Norte, Caixa Postal 01, CEP 64.006-220,  
Teresina, PI.

E-mail: [edson@cpamn.embrapa.br](mailto:edson@cpamn.embrapa.br)

# Apresentação

O presente trabalho é fruto da parceria entre a Embrapa e o Instituto Nacional de Meteorologia - INMET, cujos dados primários foram oriundos do registro feito pelas estações meteorológicas deste instituto, instaladas nos Campos Experimentais da Embrapa Meio-Norte, em Parnaíba e Teresina, no Estado do Piauí.

A partir de uma série histórica de dados primários, os pesquisadores desenvolveram uma metodologia, por meio de uma planilha eletrônica, que se constitui em uma ferramenta valiosa para a simulação da precipitação e evapotranspiração de referência, para os Municípios de Teresina e Parnaíba.

A aplicação desta metodologia representa um recurso complementar de grande importância, para a tomada de decisão e de orientação no planejamento das atividades agrícolas.

*Maria Pinheiro Fernandes Corrêa*  
Chefe da Embrapa Meio-Norte



# Sumário



<b>Metodologia para simulação de elementos climáticos em planilha eletrônica</b> .....	9
<b>Introdução</b> .....	9
<b>Metodologia</b> .....	10
Dados meteorológicos .....	10
Estimativa da precipitação e evapotranspiração de referência .....	12
Teste de aderência .....	12
Simulação da precipitação e evapotranspiração de referência .....	12
Simulação da precipitação .....	13
<i>Modelagem da ocorrência da precipitação diária</i> .....	13
<i>Modelagem da quantidade da precipitação diária</i> .....	16
<i>Distribuição gama</i> .....	16
<i>Distribuição empírica</i> .....	17
Simulação da evapotranspiração de referência .....	20
<i>Distribuição normal</i> .....	20
<i>Distribuição beta</i> .....	20
<i>Distribuição triangular</i> .....	21
<i>Distribuição empírica</i> .....	22
Avaliação de desempenho dos modelos de simulação .....	23
<b>Teste de aderência</b> .....	24
<b>Simulação da precipitação</b> .....	31
<b>Simulação da evapotranspiração de referência</b> .....	43
<b>Conclusão</b> .....	54
<b>Referências Bibliográficas</b> .....	54

# Metodologia para simulação de elementos climáticos em planilha eletrônica

---

*Aderson Soares de Andrade Júnior*

*Edson Alves Bastos*

## Introdução

A agricultura apresenta grande dependência das condições climáticas, notadamente da precipitação da região. Por isso, é fundamental estudar-se a influência das suas variações sobre as diferentes estratégias de uso do sistema agrícola, de modo a apresentar subsídios para o processo de tomada de decisão e otimizar o planejamento das atividades agrícolas.

Segundo Sousa (1999), a técnica de simulação pode ser adotada com a finalidade de fazer a previsão de fenômenos meteorológicos, uma vez que permite, a partir de dados históricos, simular a ocorrência futura de possíveis valores. Essa possibilidade é muito importante, uma vez que, na maioria dos casos, as séries de dados climáticos disponíveis para se efetuar estudos envolvendo as inter-relações clima versus sistema agrícola são muito pequenas, o que pode levar a obtenção de resultados tendenciosos para uma determinada região (Genneville & Boock, 1983).

Uma técnica de simulação muito utilizada é o método de Monte Carlo, que se baseia na comparação de números randômicos com uma determinada função estatística (Peres & Mattos, 1990; Sousa, 1999) ou seja, a partir de um número aleatório e se conhecendo a distribuição de probabilidades que descreve o evento, o método permite a geração de outros possíveis valores para o referido evento.

Alguns trabalhos foram executados com o intuito de aplicar e validar a técnica de simulação para a geração de valores de evapotranspiração de referência (Howell



et al., 1975; Sousa & Frizzone, 1998a; Sousa & Frizzone, 1998b e Sousa, 1999), enquanto outros foram conduzidos visando à modelagem estocástica da ocorrência de precipitação pela cadeia de Markov (Howell et al., 1975; Genneville & Boock, 1983; Azevedo & Leitão, 1990; Almeida, 1995; Sediyaama et al., 1996 e Fietz et al., 1998) e de sua magnitude associada à distribuição gama (Carey & Haan, 1978; Assis, 1991; Assis & Villa Nova, 1993; Peiter, 1998; Peiter et al., 1999).

A cadeia de Markov é um processo em que a probabilidade do sistema estar em um determinado dia em certo estado depende basicamente do estado do sistema no dia anterior (Marouelli & Sediyaama, 1988; Sousa, 1999). Essa técnica é comprovadamente eficiente para a descrição da ocorrência de dias secos e chuvosos em um determinado período de tempo e região. Contudo, por esse processo não é possível a determinação da magnitude ou quantidade de chuva observada, devendo ser utilizado em associação com uma função de distribuição de probabilidade de precipitação adequada.

Pretende-se com este trabalho apresentar metodologia para proceder-se à simulação da precipitação e da evapotranspiração de referência diárias por um modelo desenvolvido em planilha eletrônica. Como aplicação prática, visando a aferir a metodologia proposta, é efetuada a simulação desses elementos climáticos para as microrregiões de Parnaíba e Teresina, Piauí.

## Metodologia

### Dados meteorológicos

Os dados meteorológicos foram obtidos junto aos registros das estações meteorológicas do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), instaladas nos Campos Experimentais da Embrapa Meio-Norte, em Parnaíba (Embrapa, 1992) e Teresina, Piauí. Em ambas as estações, foram coletados os registros diários das seguintes variáveis meteorológicas: precipitação, pressão atmosférica, temperatura do ar, umidade relativa do ar, velocidade do vento e insolação.

A estação meteorológica de Parnaíba apresenta as seguintes coordenadas geográficas: latitude  $03^{\circ}05'$  S, longitude  $41^{\circ}47'$  W e altitude 46,8 m. Esta estação forneceu os dados básicos diários relativos à condição climática da

microrregião do litoral piauiense, referente a uma série histórica de dez anos (janeiro de 1990 a fevereiro de 2000).

A estação meteorológica de Teresina tem as seguintes coordenadas geográficas: latitude 05°05' S, longitude 42°49' W e altitude 74,4 m. Esta estação forneceu os dados diários da condição climática da microrregião de Teresina, de uma série histórica de 22 anos (janeiro de 1977 a fevereiro de 2000, à exceção de 1984).

Ressalta-se que essas séries históricas de dados não são ininterruptas, uma vez que apresentam alguns dias com ausência de dados relativos às variáveis climáticas de interesse para esse estudo. O preenchimento dessas falhas ocorreu pela utilização dos valores mais freqüentes (moda) da série histórica de dados. No caso da temperatura média do ar, que representou a média entre os valores extremos de máxima e mínima do dia, as falhas foram inicialmente preenchidas pelos valores médios de temperatura do ar determinados pelas leituras das 9, 15 e 21 horas. Na ausência desses valores, utilizou-se a moda da série histórica. Contudo, devido ao tamanho das séries históricas, o processo de preenchimento das falhas, provavelmente, não comprometeu o resultado do estudo, uma vez que representou apenas 0,5% (Parnaíba) e 2,5% (Teresina) dos dados.

Na definição de estação chuvosa e seca considerou-se os valores normais mensais de precipitação (P) e evapotranspiração de referência (ET<sub>o</sub>) em cada período analisado. Assumiu-se como estação chuvosa aquela constituída por períodos em que os valores de P ≥ ET<sub>o</sub>. Por outro lado, para os valores de P < ET<sub>o</sub>, a estação foi considerada como seca.

### **Cálculo da evapotranspiração de referência**

A evapotranspiração de referência (ET<sub>o</sub>) diária (mm.d<sup>-1</sup>) foi calculada pelo método de Penman - Monteith com a parametrização proposta pela FAO, conforme descrito por Pereira et al. (1997). Por esse método, a estimativa da ET<sub>o</sub> é efetuada de acordo com a equação (1), seguindo-se o procedimento de cálculo abaixo (Pereira et al., 1997):

$$ET_o = \frac{s}{s + \gamma^*} \cdot (R_n - G) \cdot \frac{1}{\lambda} + \frac{\gamma}{(s + \gamma^*)} \cdot \frac{900}{(T + 275)} \cdot U_2(e_s - e_a) \quad (1)$$

em que:

s: declividade da curva de pressão de vapor,  $\text{kPa} \cdot ^\circ\text{C}^{-1}$ ;

$\gamma'$ : constante psicrométrica modificada,  $\text{kPa} \cdot ^\circ\text{C}^{-1}$ ;

$\gamma$ : constante psicrométrica,  $\text{kPa} \cdot ^\circ\text{C}^{-1}$ ;

$\lambda$ : calor latente de evaporação =  $2,45 \text{ MJ} \cdot \text{kg}^{-1}$ ;

Rn: saldo de radiação ou radiação líquida efetiva,  $\text{MJ} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{d}^{-1}$ ;

G: fluxo de calor no solo,  $\text{MJ} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{d}^{-1}$ ;

T: temperatura média do ar,  $^\circ\text{C}$ ;

$U_2$ : velocidade do vento a 2 m,  $\text{m} \cdot \text{s}^{-1}$ ;

$e_s$ : pressão de vapor de saturação,  $\text{kPa}$ ;

$e_a$ : pressão atual de vapor,  $\text{kPa}$ .

## Estimativa da precipitação e evapotranspiração de referência

Os dados diários de precipitação foram ajustados à função de distribuição de probabilidade gama, enquanto os valores diários de evapotranspiração de referência, calculados pela equação 1, foram ajustados às funções de distribuição de probabilidades normal, beta e triangular. A estimativa dos parâmetros empíricos das distribuições gama, normal, beta e triangular ( $\gamma$ ,  $\beta$ ,  $\mu$ ,  $\sigma$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\epsilon$  e  $\phi$ ) foi efetuada segundo as equações apresentadas por Assis et al. (1996) descritas em detalhes por Andrade Júnior (2000).

## Teste de aderência

Para verificar o ajuste dos dados diários de precipitação à função de distribuição gama e dos valores diários de evapotranspiração de referência às funções de distribuição de probabilidades normal, beta e triangular foi utilizado o teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov ao nível de 5% de significância, conforme metodologia apresentada por Campos (1979).

## Simulação da precipitação e evapotranspiração de referência

Na simulação da precipitação diária foi utilizada a função de distribuição de probabilidade gama, enquanto para os valores de evapotranspiração de referência foram usadas as funções normal, beta e triangular. Opcionalmente, em ambos os casos, utilizou-se a função de distribuição empírica nos períodos que não apresentaram ajuste, pelo teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov, às distribuições citadas anteriormente.

O modelo de simulação foi aplicado para 24 períodos distintos, com início em 1º de janeiro e término em 15 de dezembro, em intervalos de 15 dias. Com isso, o ano ficou dividido em 24 períodos de 70 dias, correspondendo à duração do ciclo do feijão-caupi, cultura utilizada na simulação dos futuros balanços hídricos.

Em Teresina, esse processo foi efetuado com os dados diários de precipitação e evapotranspiração de referência obtidos no período de 1985 a 1999. A etapa seguinte de avaliação do modelo de simulação foi realizada com os dados dessas variáveis referentes ao período de 1977 a 1983. Essa divisão deve-se à ausência dos dados de 1984. Em Parnaíba, devido ao reduzido número de anos de observação (1990-1999), efetuou-se o ajuste do modelo retirando-se sucessivamente um ano de dados de cada vez, da seguinte forma: i) inicialmente, retirou-se o ano de 1990 e procedeu-se ao ajuste com os dados do período compreendido entre 1991 a 1999; ii) em seguida, retirou-se o ano de 1991 e procedeu-se ao ajuste com os dados do ano de 1990 e do período compreendido entre 1992-1999 e assim por diante. Nesse caso, a etapa de avaliação foi realizada com os dados do ano excluído do ajuste. Os parâmetros das funções de distribuição de probabilidade, da combinação de períodos de dados com o melhor desempenho estatístico, foram utilizados para a geração dos valores de precipitação e evapotranspiração de referência diária.

### ***Simulação da precipitação***

Os modelos estocásticos de precipitação são geralmente divididos em duas etapas: a primeira modela a ocorrência da precipitação e a segunda a quantidade ou magnitude da precipitação, caso esta venha a ocorrer (Genneville & Boock, 1983; Peiter, 1998).

### ***Modelagem da ocorrência da precipitação diária***

Para a modelagem da ocorrência da precipitação diária utilizou-se um processo baseado na cadeia de Markov admitindo-se a hipótese de persistência em 1ª ordem, ou seja, que o evento do dia atual depende unicamente do evento do dia anterior. Optou-se por essa metodologia devido aos resultados satisfatórios alcançados em outros trabalhos (Carey & Haan, 1978; Genneville & Boock, 1983; Genovez, 1987; Peiter, 1998). Além disso, os modelos que se baseiam na hipótese de que a precipitação diária seja um processo aleatório independente não apresentam bom desempenho (Genovez, 1987).

Para a utilização desse procedimento, inicialmente definiu-se a matriz de probabilidade de transição de uma cadeia de Markov de 1ª ordem da seguinte forma:

Dia atual	Dia anterior	
	Seco	Chuvoso
Seco	$P(S S)$	$P(S C)$
Chuvoso	$P(C S)$	$P(C C)$

em que:

$P(S|S)$ : probabilidade do dia atual ser seco dado que o dia anterior foi seco;

$P(C|S)$ : probabilidade do dia atual ser chuvoso dado que o dia anterior foi seco;

$P(S|C)$ : probabilidade do dia atual ser seco dado que o dia anterior foi chuvoso;

$P(C|C)$ : probabilidade do dia atual ser chuvoso dado que o dia anterior foi chuvoso.

O cálculo das probabilidades condicionais da matriz de transição foi efetuado pelas seguintes equações (Robertson, 1976; Fietz et al., 1998; Sousa, 1999):

$$P(S|S) = \frac{N(S|S)}{N(S|S) + N(C|S)} = \frac{N(S|S)}{N(S)} \quad (2)$$

$$P(C|S) = \frac{N(C|S)}{N(S|S) + N(C|S)} = \frac{N(C|S)}{N(S)} = 1 - P(S|S) \quad (3)$$

$$P(C|C) = \frac{N(C|C)}{N(S|C) + N(C|C)} = \frac{N(C|C)}{N(C)} \quad (4)$$

$$P(S|C) = \frac{N(S|C)}{N(S|C) + N(C|C)} = \frac{N(S|C)}{N(C)} = 1 - P(C|C) \quad (5)$$

em que:

$N(S|S)$ : número de dias secos dado que o dia anterior foi seco;

$N(C|S)$ : número de dias chuvosos dado que o dia anterior foi seco;

$N(S|C)$ : número de dias secos dado que o dia anterior foi chuvoso;

$N(C|C)$ : número de dias chuvosos dado que o dia anterior foi chuvoso;

$N(S)$ : número total de dias secos;

$N(C)$ : número total de dias chuvosos.

Consideram-se como dias secos aqueles em que a precipitação foi inferior à evapotranspiração de referência estimada pelo método de Penman - Monteith. Estratégia semelhante foi adotada por Fietz et al. (1998) e Sousa (1999).

A montagem da matriz de transição para cada local (Parnaíba e Teresina) foi realizada por cada período e usando-se os dados diários de precipitação das séries históricas. O processo de geração das séries de dias secos e chuvosos foi efetuada utilizando-se as probabilidades condicionais  $P(C/S)$  e  $P(C/C)$  e uma série de números aleatórios uniformemente distribuídos entre zero e um ( $U_1(0,1)$ ).

O processo foi inicializado no dia 1º de janeiro. Dessa forma, a definição do estado inicial (seco ou chuvoso) do dia 31 de dezembro foi feita da seguinte maneira: i) gerou-se um número aleatório ( $x$ ) entre zero e um; ii) comparou-se esse número aleatório com as probabilidades condicionais  $P(C/S)$  e  $P(C/C)$  obtidas para a data de plantio de 15 de dezembro: a) se  $0 < x \leq P(C/S)$ , o estado inicial é chuvoso; b) se  $P(C/S) < x \leq P(C/C)$ , o estado inicial é chuvoso e c) se  $x > P(C/C)$ , o estado inicial é seco. Para os demais dias, seguiu-se o esquema apresentado na Figura 1.

Procedimento semelhante foi adotado para os demais períodos avaliados. Nesse caso, utilizaram-se sempre para a definição do estado inicial (seco ou chuvoso) as probabilidades  $P(C/S)$  e  $P(C/C)$  obtidas para os períodos imediatamente anteriores.

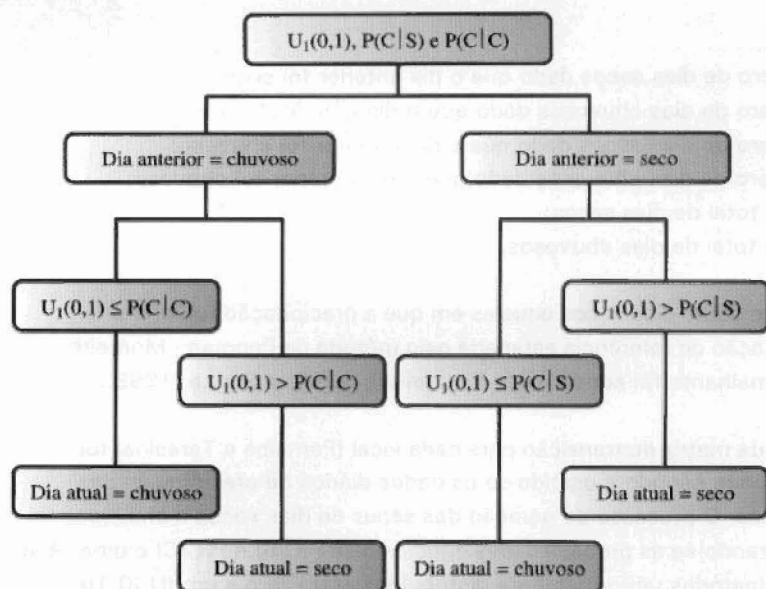


Fig 1. Definição da ocorrência de dias secos e chuvosos

### *Modelagem da quantidade de precipitação diária*

Após a identificação da ocorrência de chuva (dia atual = chuvoso), o processo de simulação passou à etapa seguinte de modelagem da quantidade. Caso contrário, assumiu-se o valor diário de precipitação igual a zero. Utilizaram-se as funções de distribuição gama e empírica, cuja aplicabilidade é constatada e justificada nos trabalhos de Genneville & Boock (1983), Genovez (1987) e Peiter (1998).

### *Distribuição gama*

Os parâmetros  $\gamma$  e  $\beta$  da distribuição gama foram calculados para cada período com base nos dados diários de precipitação e uma série de números aleatórios com distribuição uniforme entre zero e um ( $U_2(0,1)$ ). Os valores diários de precipitação ( $Pp_i$ ), correspondentes a uma dada probabilidade de ocorrência, foram obtidos através da função inversa da distribuição gama disponível em planilha eletrônica. Por esse procedimento, a inversa da função de distribuição gama é calculada por uma técnica iterativa até que seja atingida a precisão de  $\pm 3 \times 10^{-7}$ . A quantidade máxima de precipitação ( $Pmáx_i$ ) que pode ocorrer em cada período foi limitada pelo valor máximo observado na série histórica (Andrade Júnior, 2000).

Para efetivar essa rotina, os valores diários de  $P_{p_i}$  simulados foram acumulados em uma variável chamada de precipitação acumulada ( $P_{a_j}$ ). Cada dia que ocorria uma chuva ( $P_{p_i}$ ), o valor de  $P_{a_j}$  era comparado com o valor máximo observado ( $P_{máx_j}$ ). Se o valor armazenado em  $P_{a_j}$  fosse menor ou igual que  $P_{máx_j}$ , chovia a quantidade estipulada em  $P_{p_i}$ . Caso contrário, o processo de geração era interrompido e nos dias restantes do período o valor de  $P_{p_i}$  era igual a zero. Esquemáticamente, o processo é apresentado na Figura 2.

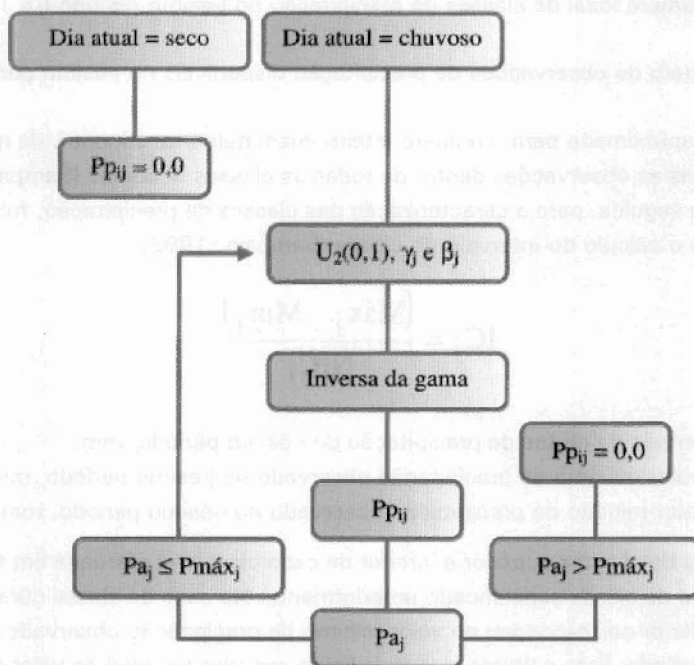


Fig. 2. Geração da quantidade de precipitação diária usando a função de distribuição de probabilidade gama.

### Distribuição Empírica

Esta distribuição foi determinada a partir dos valores diários de precipitação observados nas séries históricas, sintetizando-os com relação à frequência com que ocorrem diferentes alturas de chuva em cada período avaliado.

Inicialmente, elaborou-se uma rotina para a divisão em classes de precipitação, de acordo com o tamanho da série histórica disponível, segundo as equações



apresentadas por Sampaio (1998). Neste contexto, é importante que essa classificação seja efetuada de forma adequada de modo a não causar distorções na distribuição dos dados devido ao uso de um número reduzido ou excessivo de classes. O número de classes que otimiza o estudo da distribuição foi obtido pela fórmula de Yule, definido em função do número de observações (Sampaio, 1998):

$$NIC_j = 2,5 \cdot \sqrt[4]{N_j} \quad (6)$$

em que:

$NIC_j$ : número ideal de classes de precipitação no  $j$ -ésimo período ( $j = 1, 2, \dots, 24$ );

$N_j$ : número de observações de precipitação disponíveis no  $j$ -ésimo período.

O  $NIC_j$  foi aproximado para o número inteiro imediatamente superior, de modo a conter todas as observações dentro de todas as classes definidas (Sampaio, 1998). Em seguida, para a caracterização das classes de precipitação, foi necessário o cálculo do intervalo de classe (Sampaio, 1998):

$$IC_j = \frac{(\text{Máx}_j - \text{Min}_j)}{NIC_j} \quad (7)$$

em que:

$IC_j$ : intervalo de classe de precipitação do  $j$ -ésimo período, mm;

$\text{Máx}_j$ : valor máximo de precipitação observado no  $j$ -ésimo período, mm;

$\text{Min}_j$ : valor mínimo de precipitação observado no  $j$ -ésimo período, mm.

A definição dos limites superior e inferior de cada classe foi efetuada em função do intervalo de classe especificado anteriormente. No caso da classe número 1, o limite inferior correspondeu ao valor mínimo de precipitação observado no período avaliado. Para a última classe, o limite superior foi igual ao valor máximo de precipitação observado no respectivo período. Para as classes intermediárias, a definição foi efetuada da seguinte forma:

$$LI_{kj} = LS_{(k-1)j} \quad (8)$$

$$LS_{kj} = LI_{kj} + IC_j \quad (9)$$

em que:

$LS_{kj}$ : limite superior da  $k$ -ésima classe de precipitação no  $j$ -ésimo período, mm ( $k = 1, 2, \dots, \infty$ );

$LI_{kj}$ : limite inferior da  $k$ -ésima classe de precipitação no  $j$ -ésimo período, mm.

Posteriormente, fez-se a contagem do número de observações que ocorreu em cada classe de precipitação, de modo a permitir a determinação das frequências relativas e acumuladas:

$$FR_{kj} = \frac{n_{kj}}{N_j} \quad (10)$$

$$FA_{kj} = \sum_{k=1}^{NIC_j} FR_{kj} \quad (11)$$

em que:

- $FR_{kj}$ : frequência relativa da k-ésima classe de precipitação no j-ésimo período;  
 $FA_{kj}$ : frequência acumulada da k-ésima classe de precipitação no j-ésimo período;  
 $n_{kj}$ : número de observações da k-ésima classe de precipitação no j-ésimo período.

Neste caso, o processo de simulação baseou-se no método de Hertz, o qual é semelhante ao método de Monte Carlo, porém aplicado a um conjunto de dados que se desconhece, a priori, sua função de distribuição de probabilidade, denominada de função de distribuição de probabilidade empírica. Basicamente, o processo é dividido em duas etapas: i) gerou-se um número aleatório  $U_3(0,1)$  e selecionou-se a classe de precipitação; ii) gerou-se um novo número aleatório  $U_4(0,1)$  e determinou-se o valor da precipitação dentro de cada classe. Esses valores de precipitação somente são gerados se o estado do dia atual for chuvoso, definido na fase de ocorrência de precipitação.

Na primeira etapa, diz-se que a precipitação a ser gerada pertence a uma determinada classe de ordem k no período j ( $C_{kj}$ ) se a condição abaixo for verdadeira:

- a) Para a classe de ordem 1 ( $C_{1j}$ )  $\rightarrow U_3(0,1) \leq FA_{1j}$   
 b) Para as demais classes de ordem k ( $C_{kj}$ )  $\rightarrow FA_{(k-1)j} < U_3(0,1) \leq FA_{kj}$

Na segunda etapa, a magnitude da precipitação no i-ésimo dia do j-ésimo período ( $Pp_{ij}$ ) foi obtida pela seguinte equação:

$$Pp_{ij} = LS_{kj} - \left[ U_4(0,1) \cdot IC_j \right] \quad (12)$$

em que:

- $Pp_{ij}$ : precipitação no i-ésimo dia do j-ésimo período, mm ( $i = 1, 2, \dots, 70$ ).

Da mesma forma que na distribuição gama, a quantidade máxima de precipitação ( $P_{máx_j}$ ) que pode ocorrer em cada período foi limitada pelo valor máximo observado na série histórica. Esquemáticamente, o processo é apresentado na Figura 3.

Nas duas fases de modelagem da precipitação foram utilizadas seqüências independentes de números aleatórios uniformemente distribuídos entre zero e um ( $0 \leq U_x \leq 1$ ) identificados como  $U_1$ ,  $U_2$ ,  $U_3$  e  $U_4$ .

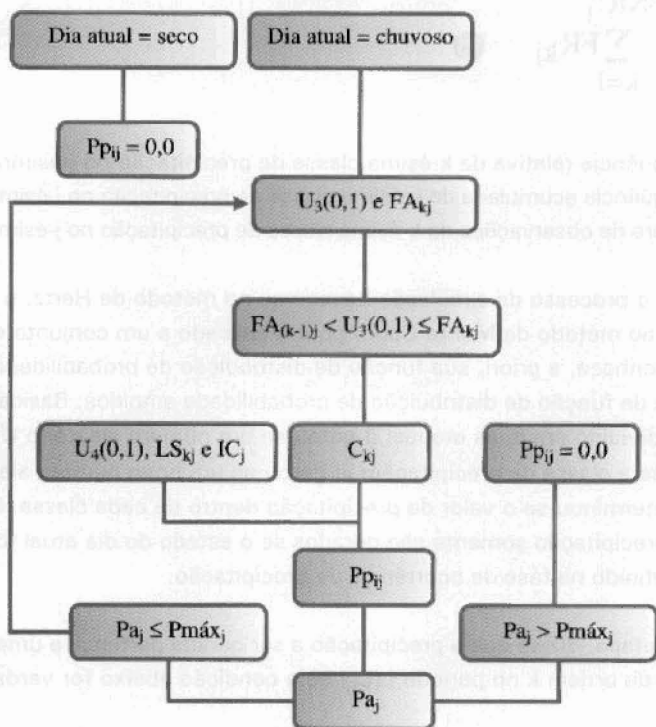


Fig. 3. Geração da quantidade de precipitação diária usando a função de distribuição de probabilidade empírica

## Simulação da evapotranspiração de referência

### Distribuição normal

Para a simulação dos valores diários de evapotranspiração de referência utilizaram-se os parâmetros  $\mu_j$  e  $\sigma_j$  previamente calculados para cada período  $j$  (Andrade Júnior, 2000), aplicando-os na equação abaixo descrita (Hillier & Lieberman, 1988):

$$ET_{oij} = \sigma_j \sum_{n=1}^{12} U_{5n} + (\mu_j - 6\sigma_j) \quad (13)$$

em que:

$ET_{oij}$ : evapotranspiração de referência no  $i$ -ésimo dia do  $j$ -ésimo período, mm;  
 $U_{5n}$  = número aleatório gerado ( $0 \leq U_{5n} \leq 1$ ).

### *Distribuição beta*

Utilizou-se o procedimento de cálculo contido em planilha eletrônica para a estimativa da inversa da distribuição beta cumulativa. Por esse procedimento, a estimativa dos valores de evapotranspiração de referência diária, para cada período, é efetuada por um processo iterativo até que seja atingida a precisão de  $\pm 3 \times 10^{-7}$ . Para tanto, usaram-se os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta'$  previamente calculados (Andrade Júnior, 2000) e um número aleatório uniformemente distribuído entre zero e um ( $U_6$ ) como o valor de probabilidade desejado.

Nesse caso, como a estimativa dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta'$ , para cada período, foi efetuada com os valores transformados de evapotranspiração de referência ( $x'$ ) (Andrade Júnior, 2000), fez-se necessário a reconversão dos valores de  $ET_o$  para a ordem de grandeza dos valores originais, realizada pela equação (14):

$$ET_{oij} = a + x'_{ij}(b - a) \quad (14)$$

em que:

$x'_{ij}$ : evapotranspiração de referência transformada no  $i$ -ésimo dia do  $j$ -ésimo período.

### *Distribuição triangular*

Para a utilização dessa função foi necessário apenas conhecer-se previamente os valores mínimo, máximo e a moda ou valor mais freqüente da evapotranspiração de referência diária. O processo de simulação consistiu na seguinte seqüência de equações (Frizzone & Silveira, 2000):

$$U^* = \frac{(m - a)}{(b - a)} \quad (15)$$

em que:

$U^*$ : número aleatório ou randômico limite

Em seguida, foi gerado um número aleatório  $U_7(0,1)$ . Quando o número gerado foi menor que o número randômico limite, a evapotranspiração de referência foi simulada através da seguinte equação:

$$ET_{oij} = a + \sqrt{U_7(b-a)(m-a)} \quad (16)$$

Quando o número aleatório  $U_7$  foi maior que o número randômico limite, o valor simulado de  $ET_o$  foi obtido por:

$$ET_{oij} = b - \sqrt{(1-U_7)(b-a)(b-m)} \quad (17)$$

Finalmente, quando o número aleatório gerado ( $U_7$ ) foi igual ao número randômico limite, o valor simulado de  $ET_{oij}$  foi igual à moda da distribuição, ou seja:  $ET_{oij} = m$ .

### Distribuição empírica

Utilizou-se um procedimento semelhante ao empregado na fase de simulação da magnitude da precipitação diária pela distribuição empírica. Porém, usaram-se seqüências diferentes de números aleatórios para a definição da classe de evapotranspiração ( $U_g$ ) e da magnitude de evapotranspiração dentro de cada classe ( $U_9$ ):

Na primeira etapa, diz-se que a evapotranspiração de referência diária a ser gerada pertencia a uma determinada classe de ordem  $k$  no período  $j$  ( $C_{kj}$ ) se a condição abaixo fosse verdadeira:

a) Para a classe de ordem 1 ( $C_{1j}$ )  $\rightarrow U_g(0,1) \leq FA_{1j}$

b) Para as demais classes de ordem  $k$  ( $C_{kj}$ )  $\rightarrow FA_{(k-1)j} < U_g(0,1) \leq FA_{kj}$

Na segunda etapa, a magnitude da evapotranspiração de referência no  $i$ -ésimo dia do  $j$ -ésimo período ( $ET_{oij}$ ) foi obtida pela seguinte equação:

$$ET_{oij} = LS_{kj} - \left[ U_9(0,1) IC_j \right] \quad (18)$$

em que:

$LS_{kj}$ : limite superior da  $k$ -ésima classe de evapotranspiração de referência no  $j$ -ésimo período, mm;

$IC_j$ : intervalo de classe de evapotranspiração de referência do  $j$ -ésimo período, mm.

Da mesma forma que na simulação da precipitação diária, em todas as funções de distribuição de probabilidades utilizadas para a estimativa da evapotranspiração de referência (ET<sub>o</sub>) diária, a quantidade máxima de ET<sub>o</sub> de cada período (ET<sub>máx</sub>) foi limitada pelo valor máximo observado na série histórica. Na hipótese da ET<sub>o</sub> acumulada em um determinado período  $j$  (ET<sub>o<sub>j</sub></sub>) ultrapassar esse limite, efetuou-se uma nova simulação dos valores de ET<sub>o<sub>j</sub></sub>.

## Avaliação de desempenho dos modelos de simulação

Visando avaliar o desempenho do processo de simulação da precipitação e da evapotranspiração de referência diárias, efetuaram-se, para cada município, 100 simulações da ocorrência de ambas variáveis e calcularam-se os seguintes indicadores de desempenho estatístico: i) precisão - coeficiente de correlação de Pearson (equação 19); ii) exatidão - índice de concordância de Willmott (Willmott, 1981) (equação 20) e iii) índice de confiança ou desempenho de Camargo (c) (Camargo & Sentelhas, 1997), o qual constitui-se em um produto dos dois índices anteriores. Essa estratégia permite identificar o grau de precisão e de exatidão do processo de modelagem da precipitação (Camargo & Sentelhas, 1997; Pereira, 1998; Sousa, 1999).

$$r = \frac{N \left( \sum_{j=1}^N S_j O_j \right) - \left( \sum_{j=1}^N S_j \right) \left( \sum_{j=1}^N O_j \right)}{\sqrt{\left[ \left( N \sum_{j=1}^N S_j^2 \right) - \left( \sum_{j=1}^N S_j \right)^2 \right] \left[ \left( N \sum_{j=1}^N O_j^2 \right) - \left( \sum_{j=1}^N O_j \right)^2 \right]}} \quad (19)$$

$$Id = 1 - \frac{\sum_{j=1}^N (S_j - O_j)^2}{\sum_{j=1}^N (S_j - \bar{O} + |O_j - \bar{O}|)^2} \quad (20)$$

em que:

$r$  - coeficiente de correlação de Pearson;

$Id$  - índice de concordância de Willmott;

$S_j$  - variável simulada no  $j$ -ésimo período;

$O_j$  - variável observada na série histórica no  $j$ -ésimo período;

$\bar{O}$  - média da variável observada na série histórica;

$N$  - número de períodos avaliados.

## Teste de aderência

As Tabelas 1 a 4 apresentam os resultados relativos ao ajuste dos dados diários de precipitação à função de distribuição gama e dos valores de evapotranspiração de referência, para o período de cinco dias, às funções de distribuição de probabilidades normal, beta e triangular utilizando o teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov ao nível de 5% de significância, conforme metodologia apresentada por Campos (1979).

Quanto à precipitação, observou-se um melhor grau de ajuste dos dados à função de distribuição gama em Parnaíba do que em Teresina, devido ter apresentado uma melhor homogeneidade dos valores diários de precipitação. Em Parnaíba, não foi possível a determinação do ajuste para os períodos de 1-Ago, 15-Ago e 1-Set, na estação seca, uma vez que os conjuntos de dados apresentaram somente valores de precipitação igual a zero, não possibilitando o cálculo dos parâmetros  $\gamma$  e  $\beta$ . Em Teresina, contrariamente ao que era esperado, não ocorreu ajuste dos dados à função de distribuição gama no período compreendido pela estação chuvosa (dezembro a março) (Tabela 1), provavelmente, devido a uma maior dispersão dos valores de precipitação nessa época do ano, aliado ao rigor estatístico do teste de Kolmogorov-Smirnov, que rejeita a hipótese dos dados seguirem uma determinada função de distribuição, quando pelo menos um dos valores de precipitação apresentar desvio superior ao tabelado.

Os resultados indicam que, em Parnaíba, à exceção dos períodos de 1-Ago, 15-Ago e 1-Set, a função de distribuição gama é adequada para representar os valores de precipitação diária ocorridos nos períodos analisados. Em Teresina, essa adequação ocorreu apenas no período compreendido de 1-Mai a 15-Out. Resultado semelhante foi observado por Vivaldi (1973) e Assis (1991), os quais assumiram que a função de distribuição de probabilidade gama é adequada para modelar a precipitação em base diária em diversos períodos do ano nos Municípios de Itaguaí (RJ), Pelotas (RS) e Piracicaba (SP).

No que diz respeito à evapotranspiração de referência, as Tabelas 2 a 4 mostram que as funções de distribuição normal e beta apresentaram ajuste aos dados observados em um maior número de períodos avaliados do que a função de distribuição triangular para períodos acumulados de cinco dias.

Em Parnaíba, na escala diária, ocorreu ajuste dos valores de evapotranspiração de referência à função de distribuição normal em poucos períodos. Não houve ajuste dos

dados diários de evapotranspiração de referência às funções de distribuição beta e triangular.

Da mesma forma, em Teresina, não foi observado ajuste da evapotranspiração de referência na escala diária a nenhuma das três funções de distribuição avaliadas. Por essa razão, nos dois locais, procedeu-se à verificação do ajuste utilizando-se os valores de evapotranspiração de referência em períodos acumulados de cinco dias, conforme especificado nas Tabelas 2 a 4.

Com essa modificação, verificou-se o ajuste dos dados de evapotranspiração de referência às funções de distribuição normal e beta, para todas os períodos avaliados, concordando com os resultados obtidos por Saad (1990) e Silva et al. (1998), que consideraram essas funções de distribuição aptas para representar a evapotranspiração de referência para períodos acumulados de diferentes durações, 5 e 30 dias em Piracicaba (SP) e Cruz das Almas (BA), respectivamente.

Apesar de ter-se observado ajuste dos valores de evapotranspiração às funções de distribuição de probabilidade normal e beta, optou-se por se utilizar a função de distribuição normal, devido à sua maior facilidade de uso e aplicabilidade (Silva et al., 1998). Estratégia semelhante foi adotada por Saad (1990), que sugere o uso da função de distribuição beta apenas quando não houver ajuste da função de distribuição normal.

Nos dois locais, não foi constatado ajuste dos valores de evapotranspiração de referência na escala diária à função de distribuição de probabilidade triangular. Contudo, ao acumularem-se os valores de evapotranspiração de referência em períodos de cinco dias, verificou-se ajuste a essa função de distribuição em alguns períodos. Esse comportamento concorda, em parte, com os resultados alcançados por Sousa & Frizzone (1998b) e Sousa (1999), que recomendam o uso da função de distribuição triangular como uma alternativa para a simulação de valores de evapotranspiração de referência na escala mensal. Provavelmente, há uma melhor aderência dos dados de evapotranspiração de referência à função de distribuição triangular à medida que os valores são acumulados em escalas maiores de tempo, como a mensal, por exemplo.

Tanto no caso da estimativa da precipitação como da evapotranspiração de referência diárias, utilizou-se a função de distribuição empírica nos períodos que não apresentaram ajuste a nenhuma das funções de distribuição teóricas. Considerando-se esse fato, é apresentado um resumo das funções de distribuição adotadas em cada período avaliado (Tabela 5).



**Tabela 1.** Ajuste dos dados diários de precipitação à função de distribuição gama, pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, em cada período nos Municípios de Parnaíba e Teresina, Piauí.

Período	Parnaíba			Teresina		
	Dmax <sup>(1)</sup>	Dtab.	Ajuste	Dmax <sup>(1)</sup>	Dtab	Ajuste
1 - Jan.	0,0958	0,1039	Sim	0,0743	0,0598	Não
15 - Jan.	0,0952	0,0955	Sim	0,0829	0,0570	Não
1 - Fev.	0,0851	0,0905	Sim	0,0764	0,0540	Não
15 - Fev.	0,0797	0,0856	Sim	0,0810	0,0544	Não
1 - Mar.	0,0637	0,0875	Sim	0,0830	0,0550	Não
15 - Mar.	0,0783	0,0903	Sim	0,0748	0,0587	Não
1 - Abr.	0,0821	0,1030	Sim	0,0810	0,0682	Não
15 - Abr.	0,0792	0,1138	Sim	0,0889	0,0807	Não
1 - Maio	0,1212	0,1370	Sim	0,0821	0,0994	Sim
15 - Maio	0,1170	0,1590	Sim	0,1010	0,1312	Sim
1 - Jun.	0,1291	0,1940	Sim	0,1156	0,1700	Sim
15 - Jun.	0,1663	0,2240	Sim	0,1022	0,2210	Sim
1 - Jul.	0,1553	0,2610	Sim	0,1216	0,2690	Sim
15 - Jul.	0,1128	0,3610	Sim	0,2822	0,3610	Sim
1 - Ago.	-	-	-	0,1935	0,3010	Sim
15 - Ago.	-	-	-	0,1823	0,2540	Sim
1 - Set.	-	-	-	0,1358	0,2030	Sim
15 - Set.	0,2596	0,5630	Sim	0,1111	0,1850	Sim
1 - Out.	0,2848	0,5190	Sim	0,1204	0,1660	Sim
15 - Out.	0,2014	0,4300	Sim	0,1060	0,1370	Sim
1 - Nov.	0,2145	0,2210	Sim	0,1222	0,1018	Não
15 - Nov.	0,1659	0,1660	Sim	0,1081	0,0838	Não
1 - Dez.	0,1380	0,1390	Sim	0,1143	0,0738	Não
15 - Dez.	0,1138	0,1166	Sim	0,0850	0,0652	Não

<sup>(1)</sup> Dmax - desvio máximo e Dtab - desvio tabelado (nível de 5 % de probabilidade).

**Tabela 2.** Ajuste dos dados de evapotranspiração de referência à função de distribuição normal, pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, em cada período nos Municípios de Parnaíba e Teresina, Piauí.

Período	Parnaíba <sup>(1)</sup>			Teresina <sup>(1)</sup>		
	Dmax <sup>(2)</sup>	Dtab	Ajuste	Dmax.	Dtab.	Ajuste
1 - Jan.	0,0563	0,1220	Sim	0,0459	0,0945	Sim
15 - Jan.	0,0571	0,1220	Sim	0,0614	0,0945	Sim
1 - Fev.	0,0662	0,1220	Sim	0,0707	0,0945	Sim
15 - Fev.	0,0837	0,1220	Sim	0,0440	0,0945	Sim
1 - Mar.	0,0689	0,1220	Sim	0,0602	0,0945	Sim
15 - Mar.	0,0820	0,1220	Sim	0,0495	0,0945	Sim
1 - Abr.	0,0532	0,1220	Sim	0,0388	0,0945	Sim
15 - Abr.	0,0550	0,1220	Sim	0,0481	0,0945	Sim
1 - Maio	0,0501	0,1220	Sim	0,0494	0,0945	Sim
15 - Maio	0,0536	0,1220	Sim	0,0793	0,0945	Sim
1 - Jun.	0,0317	0,1220	Sim	0,0550	0,0945	Sim
15 - Jun.	0,0561	0,1220	Sim	0,0694	0,0945	Sim
1 - Jul.	0,0505	0,1220	Sim	0,0503	0,0945	Sim
15 - Jul.	0,0373	0,1220	Sim	0,0399	0,0945	Sim
1 - Ago.	0,0412	0,1220	Sim	0,0457	0,0945	Sim
15 - Ago.	0,0462	0,1220	Sim	0,0453	0,0945	Sim
1 - Set.	0,0478	0,1220	Sim	0,0582	0,0945	Sim
15 - Set.	0,0479	0,1220	Sim	0,0573	0,0945	Sim
1 - Out.	0,0407	0,1220	Sim	0,0465	0,0945	Sim
15 - Out.	0,0682	0,1220	Sim	0,0599	0,0945	Sim
1 - Nov.	0,1169	0,1220	Sim	0,0648	0,0945	Sim
15 - Nov.	0,0953	0,1220	Sim	0,0612	0,0945	Sim
1 - Dez.	0,0590	0,1220	Sim	0,0736	0,0945	Sim
15 - Dez.	0,0778	0,1220	Sim	0,0573	0,0945	Sim

<sup>(1)</sup>Valores de ETo acumulados em período de cinco dias; <sup>(2)</sup>Dmax - desvio máximo e Dtab - desvio tabelado (nível de 5 % de probabilidade).

**Tabela 3.** Ajuste dos dados de evapotranspiração de referência à função de distribuição beta, pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, em cada período nos Municípios de Parnaíba e Teresina, Piauí.

Período	Parnaíba <sup>(1)</sup>			Teresina <sup>(1)</sup>		
	Dmax <sup>(2)</sup>	Dtab	Ajuste	Dmax.	Dtab.	Ajuste
1 - Jan.	0,0391	0,1220	Sim	0,0411	0,0945	Sim
15 - Jan.	0,0427	0,1220	Sim	0,0419	0,0945	Sim
1 - Fev.	0,0332	0,1220	Sim	0,0491	0,0945	Sim
15 - Fev.	0,0377	0,1220	Sim	0,0401	0,0945	Sim
1 - Mar.	0,0369	0,1220	Sim	0,0427	0,0945	Sim
15 - Mar.	0,0421	0,1220	Sim	0,0591	0,0945	Sim
1 - Abr.	0,0617	0,1220	Sim	0,0575	0,0945	Sim
15 - Abr.	0,0670	0,1220	Sim	0,0605	0,0945	Sim
1 - Maio	0,0583	0,1220	Sim	0,0654	0,0945	Sim
15 - Maio	0,0656	0,1220	Sim	0,0746	0,0945	Sim
1 - Jun.	0,0500	0,1220	Sim	0,0370	0,0945	Sim
15 - Jun.	0,0510	0,1220	Sim	0,0575	0,0945	Sim
1 - Jul.	0,0528	0,1220	Sim	0,0404	0,0945	Sim
15 - Jul.	0,0447	0,1220	Sim	0,0324	0,0945	Sim
1 - Ago.	0,0601	0,1220	Sim	0,0554	0,0945	Sim
15 - Ago.	0,0721	0,1220	Sim	0,0627	0,0945	Sim
1 - Set.	0,0693	0,1220	Sim	0,0631	0,0945	Sim
15 - Set.	0,0804	0,1220	Sim	0,0736	0,0945	Sim
1 - Out.	0,0603	0,1220	Sim	0,0521	0,0945	Sim
15 - Out.	0,0509	0,1220	Sim	0,0763	0,0945	Sim
1 - Nov.	0,0936	0,1220	Sim	0,0591	0,0945	Sim
15 - Nov.	0,0894	0,1220	Sim	0,0444	0,0945	Sim
1 - Dez.	0,0491	0,1220	Sim	0,0536	0,0945	Sim
15 - Dez.	0,0516	0,1220	Sim	0,0477	0,0945	Sim

<sup>(1)</sup>Valores de ETo acumulados em período de cinco dias; <sup>(2)</sup>Dmax - desvio máximo e Dtab - desvio tabelado (nível de 5 % de probabilidade).

**Tabela 4.** Ajuste dos dados de evapotranspiração de referência à função de distribuição triangular, pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, em cada período nos Municípios de Parnaíba e Teresina, Piauí.

Período	Parnaíba <sup>(1)</sup>			Teresina <sup>(1)</sup>		
	Dmax <sup>(2)</sup>	Dtab	Ajuste	Dmax	Dtab	Ajuste
1 - Jan.	0,1909	0,1220	Não	0,0949	0,0945	Não
15 - Jan.	0,2224	0,1220	Não	0,1694	0,0945	Não
1 - Fev.	0,1257	0,1220	Não	0,0914	0,0945	Sim
15 - Fev.	0,1648	0,1220	Não	0,1328	0,0945	Não
1 - Mar.	0,0562	0,1220	Sim	0,2721	0,0945	Não
15 - Mar.	0,1177	0,1220	Sim	0,0917	0,0945	Sim
1 - Abr.	0,3414	0,1220	Não	0,2093	0,0945	Não
15 - Abr.	0,1953	0,1220	Não	0,1283	0,0945	Não
1 - Maio	0,1866	0,1220	Não	0,2525	0,0945	Não
15 - Maio	0,0676	0,1220	Sim	0,2063	0,0945	Não
1 - Jun.	0,1220	0,1220	Sim	0,1529	0,0945	Não
15 - Jun.	0,2407	0,1220	Não	0,0704	0,0945	Sim
1 - Jul.	0,1143	0,1220	Sim	0,1127	0,0945	Não
15 - Jul.	0,1069	0,1220	Sim	0,0576	0,0945	Sim
1 - Ago.	0,2095	0,1220	Não	0,1580	0,0945	Não
15 - Ago.	0,1017	0,1220	Sim	0,1782	0,0945	Não
1 - Set.	0,0744	0,1220	Sim	0,2058	0,0945	Não
15 - Set.	0,1218	0,1220	Sim	0,2060	0,0945	Não
1 - Out.	0,1673	0,1220	Não	0,0827	0,0945	Sim
15 - Out.	0,2648	0,1220	Não	0,2169	0,0945	Não
1 - Nov.	0,1303	0,1220	Não	0,1545	0,0945	Não
15 - Nov.	0,1161	0,1220	Sim	0,1800	0,0945	Não
1 - Dez.	0,1805	0,1220	Não	0,0912	0,0945	Sim
15 - Dez.	0,1258	0,1220	Não	0,1317	0,0945	Não

<sup>(1)</sup>Valores de ETo acumulados em período de cinco dias; <sup>(2)</sup>Dmax. - desvio máximo e Dtab. - desvio tabelado (nível de 5 % de probabilidade).

**Tabela 5.** Resumo das funções de distribuição adotadas para a estimativa da precipitação diária (P) e evapotranspiração de referência diária (ETo) em cada período nos Municípios de Parnaíba e Teresina, Piauí.

Período	Parnaíba		Teresina	
	P	ETo <sup>(1)</sup>	P	ETo <sup>(1)</sup>
1 - Jan.	Gama	Normal	Empírica	Normal
15 - Jan.	Gama	Normal	Empírica	Normal
1 - Fev.	Gama	Normal	Empírica	Normal
15 - Fev.	Gama	Normal	Empírica	Normal
1 - Mar.	Gama	Normal	Empírica	Normal
15 - Mar.	Gama	Normal	Empírica	Normal
1 - Abr.	Gama	Normal	Empírica	Normal
15 - Abr.	Gama	Normal	Empírica	Normal
1 - Maio	Gama	Normal	Gama	Normal
15 - Maio	Gama	Normal	Gama	Normal
1 - Jun.	Gama	Normal	Gama	Normal
15 - Jun.	Gama	Normal	Gama	Normal
1 - Jul.	Gama	Normal	Gama	Normal
15 - Jul.	Gama	Normal	Gama	Normal
1 - Ago.	Empírica	Normal	Gama	Normal
15 - Ago.	Empírica	Normal	Gama	Normal
1 - Set	Empírica	Normal	Gama	Normal
15 - Set	Gama	Normal	Gama	Normal
1 - Out	Gama	Normal	Gama	Normal
15 - Out	Gama	Normal	Gama	Normal
1 - Nov	Gama	Normal	Empírica	Normal
15 - Nov	Gama	Normal	Empírica	Normal
1 - Dez	Gama	Normal	Empírica	Normal
15 - Dez	Gama	Normal	Empírica	Normal

<sup>(1)</sup>Valores de ETo acumulados em período de cinco dias.

## Simulação da precipitação

Na modelagem da ocorrência da precipitação, as probabilidades condicionais da matriz de transição  $P(C|S)$  e  $P(C|C)$  variaram em função do período analisado desde 0,143 a 0,487 (estação chuvosa) e em torno de 0,000 a 0,066 (estação seca) (Parnaíba) e de 0,235 a 0,549 (estação chuvosa) e em torno de 0,006 a 0,101 (estação seca) (Teresina), respectivamente (Tabela 6). Esses valores evidenciam a tendência natural de maiores probabilidades de ocorrência de dias chuvosos durante a estação chuvosa e dias secos na estação seca.

Os parâmetros  $\gamma$  e  $\beta$ , da distribuição gama também apresentaram variação em função do período analisado. Conforme ressaltado anteriormente, não foi possível a determinação desses parâmetros nos períodos iniciados em 1-Ago, 15-Ago e 1-Set (Parnaíba). Contudo, sem comprometer a simulação da magnitude dos valores de precipitação, pois esses períodos são comprovadamente secos, com valores de  $P(C|S)$  e  $P(C|C)$  da ordem de 0,003 e 0,000, respectivamente (Tabela 6). Em Teresina, nos períodos onde não houve ajuste dos dados à função de distribuição gama, obviamente não constam os valores dos parâmetros  $\gamma$  e  $\beta$ .

A Tabela 7 apresenta os valores observados e simulados de número de dias secos ( $N(S)$ ), número de dias chuvosos ( $N(C)$ ) e precipitação total ( $P$ ) em cada período e os correspondentes índices de desempenho estatístico obtidos para Parnaíba e Teresina, Piauí.

Em termos médios, em ambos os locais, os valores simulados de  $N(S)$  e  $N(C)$  foram praticamente iguais aos valores observados. Em Parnaíba, os valores de  $P$  foram menores nas séries de dados simulados em comparação com os valores observados. Contudo, em Teresina, a tendência média do modelo foi superestimar os valores de  $P$ . No que diz respeito a  $N(C)$ , Peiter et al. (1999) e Genneville & Boock (1983) observaram uma boa concordância entre os valores das séries de dados simulados e observados. Os valores totais de precipitação por período em Teresina concordam plenamente com os resultados alcançados por Genneville & Boock (1983) e Peiter et al. (1999), os quais obtiveram valores simulados superiores aos observados na série histórica.

Observou-se, em Teresina, que os coeficientes de variação ( $CV$ ) de todas as variáveis analisadas tenderam a ser menores nas séries de dados simulados em comparação com os valores médios das séries históricas (Tabela 8), demonstrando que o modelo gerou séries de dados mais homogêneas. Comportamento semelhan-

te foi constatado por Genneville & Boock (1983) que também obtiveram menores valores de CV nas médias mensais de precipitação simulada em comparação com os valores médios observados na região de Campo Grande (MS). Obviamente, não foi possível o cálculo do CV em Parnaíba, pois na fase de validação do modelo utilizaram-se apenas os dados de precipitação de um ano (1990).

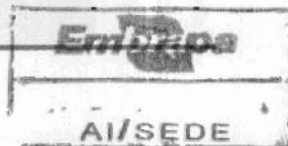
A amplitude de variação dos valores de CV para os valores observados de precipitação foi de 16 % a 169 %, com os menores valores ocorrendo na estação chuvosa (16 % a 93 %) e os maiores durante a estação seca (33 % a 169 %). Constatou-se tendência de aumento nos valores de CV nos períodos na fase de transição entre a estação chuvosa e a seca. Saad (1990) analisando os totais mensais de chuva nos meses de março e setembro, em Piracicaba (SP), também observaram essa mesma tendência de variação de valores de CV entre os meses chuvosos (54 %) e secos (94 %). Os elevados valores de CV indicam caráter de grande variabilidade e dispersão dos dados de precipitação, justificando a realização de estudos da frequência de distribuição (Saad, 1990).

Apesar das variações ocorridas no N(S), N(C) e P, isoladamente em cada período estudado, os valores médios simulados aproximaram-se bastante dos observados, evidenciando que o modelo proporcionou estimativas com razoável precisão e exatidão das variáveis relacionadas à ocorrência e magnitude da precipitação. Esse fato foi comprovado pelos bons resultados da análise de correlação ( $r$ ) e índice de concordância de Willmott ( $Id$ ) verificado para todas as variáveis geradas (Tabela 9). Segundo Genneville & Boock (1983) este resultado é, em parte, próprio de modelos baseados em probabilidades.

Conforme o critério de interpretação do desempenho pelo índice "c" proposto por Camargo & Sentelhas (1997), todas as variáveis avaliadas foram enquadradas na categoria de desempenho estatístico "ótimo" ( $c > 0,85$ ). O modelo apresentou desempenho ligeiramente melhor no processo de geração da ocorrência e da magnitude da precipitação em Parnaíba ( $c = 0,9245$  e  $c = 0,9399$ ) do que em Teresina ( $c = 0,9006$  e  $c = 0,8777$ ). Esse resultado foi contrário ao que se pensava em termos de desempenho estatístico, uma vez que para Teresina utilizou-se uma maior série histórica de dados na estimativa dos parâmetros necessários ao modelo. Provavelmente, esse fato deve estar relacionado a menor variabilidade e ao melhor grau de ajuste dos dados diários de precipitação de Parnaíba à distribuição gama.

**Tabela 6.** Probabilidades condicionais da cadeia de Markov  $P(C|S)$  e  $P(C|C)$  e parâmetros  $\gamma$  e  $\beta$  da distribuição gama em cada período nos Municípios de Parnaíba e Teresina, Piauí.

Período	Parnaíba				Teresina			
	Markov		Gama		Markov		Gama	
	$P(C S)$	$P(C C)$	$\gamma$	$\beta$	$P(C S)$	$P(C C)$	$\gamma$	$\beta$
1 - Jan.	0,190	0,436	1,768	10,539	0,281	0,469	-	-
15 - Jan.	0,223	0,467	1,744	10,892	0,315	0,502	-	-
1 - Fev.	0,245	0,480	1,906	9,129	0,365	0,545	-	-
15 - Fev.	0,292	0,487	1,808	10,131	0,377	0,549	-	-
1 - Mar.	0,276	0,471	1,828	10,092	0,387	0,536	-	-
15 - Mar.	0,255	0,450	1,772	10,543	0,315	0,521	-	-
1 - Abr.	0,194	0,394	1,809	10,877	0,214	0,484	-	-
15 - Abr.	0,161	0,346	1,927	10,500	0,158	0,427	-	-
1 - Mai.	0,105	0,238	2,206	8,348	0,105	0,344	2,186	7,051
15 - Maio	0,089	0,136	2,422	6,578	0,066	0,229	2,333	5,874
1 - Jun.	0,065	0,093	3,076	4,122	0,039	0,152	2,808	4,032
15 - Jun.	0,047	0,097	2,963	3,979	0,024	0,103	2,679	4,690
1 - Jul.	0,028	0,105	2,245	5,754	0,014	0,125	1,764	9,046
15 - Jul.	0,018	0,154	4,569	1,928	0,006	0,125	1,251	14,433
1 - Ago.	0,003	0,000	-	-	0,011	0,214	1,661	10,783
15 - Ago.	0,002	0,000	-	-	0,017	0,150	1,670	10,541
1 - Set.	0,002	0,000	-	-	0,031	0,114	1,694	12,273
15 - Set.	0,006	0,200	3,363	3,236	0,035	0,103	2,060	9,833
1 - Out.	0,008	0,167	1,813	8,954	0,040	0,152	1,588	14,952
15 - Out.	0,011	0,125	2,293	7,468	0,055	0,200	1,572	16,913
1 - Nov.	0,035	0,310	1,676	11,277	0,101	0,212	-	-
15 - Nov.	0,066	0,346	1,474	14,204	0,139	0,288	-	-
1 - Dez.	0,097	0,354	1,449	14,380	0,184	0,292	-	-
15 - Dez.	0,143	0,398	1,550	12,293	0,235	0,352	-	-





**Tabela 7.** Valores observados (O) e simulados (S) de número de dias secos (N(S)), número de dias chuvosos (N(C)) e precipitação total (P) em cada período e os correspondentes índices de desempenho estatístico nos Municípios de Parnaíba e Teresina, Piauí.

Período	Parnaíba						Teresina					
	N(S)		N(C)		P (mm)		N(S)		N(C)		P (mm)	
	O	S	O	S	O	S	O	S	O	S	O	S
1 - Jan.	54	52	16	18	279,1	323,7	47	47	23	24	533,9	481,3
15 - Jan.	49	49	21	22	355,2	390,6	45	43	25	27	567,1	553,4
1 - Fev.	43	48	27	22	427,0	376,1	45	38	25	32	543,4	642,3
15 - Fev.	42	44	28	26	424,5	459,3	48	38	22	32	472,3	653,8
1 - Mar.	42	46	28	24	419,0	440,0	49	39	21	31	406,9	643,8
15 - Mar.	40	48	30	22	483,5	415,9	52	42	18	28	332,6	558,8
1 - Abr.	46	53	24	17	396,4	337,2	57	49	13	21	212,4	391,4
15 - Abr.	50	56	20	14	356,1	279,0	61	55	9	15	110,8	282,1
1 - Maio	52	62	18	8	298,7	149,2	64	60	6	10	66,2	152,8
15 - Maio	58	63	12	7	203,6	105,0	66	65	4	5	41,0	71,0
1 - Jun.	65	66	5	4	77,4	57,4	68	67	2	3	23,4	33,4
15 - Jun.	66	67	4	3	72,7	38,0	69	68	1	2	19,4	22,5
1 - Jul.	67	68	3	2	68,0	27,3	69	69	1	1	19,3	18,5
15 - Jul.	70	68	0	2	0,0	12,5	69	70	1	0	17,7	8,1
1 - Ago.	70	70	0	0	0,0	0,0	69	69	1	1	11,0	14,3
15 - Ago.	70	70	0	0	0,0	0,0	69	69	1	1	14,6	22,3

Continua...

Tabela 7. Continuação

Período	Parnaíba						Teresina					
	N(S)		N(C)		P (mm)		N(S)		N(C)		P (mm)	
	O	S	O	S	O	S	O	S	O	S	O	S
1 - Set	70	70	0	0	0,0	0,0	69	68	1	2	13,4	47,4
15 - Set	70	69	0	1	0,0	3,6	68	67	2	3	23,0	53,9
1 - Out	70	69	0	1	0,0	7,1	67	67	3	3	48,4	77,0
15 - Out	69	69	1	1	6,5	11,7	65	65	5	5	93,7	123,1
1 - Nov	64	67	6	3	90,3	66,0	61	62	9	8	171,5	215,4
15 - Nov	61	64	9	6	160,2	131,3	56	59	14	11	301,9	280,0
1 - Dez	59	61	11	9	170,4	177,5	52	55	18	15	403,9	352,7
15 - Dez	52	57	18	13	297,8	238,7	47	52	23	18	518,5	439,4
Média	58	61	12	9	191,1	168,6	60	58	10	12	206,9	255,8
r	0,9648		0,9648		0,9627		0,9392		0,9392		0,9266	
ld	0,9582		0,9582		0,9763		0,9479		0,9479		0,9465	
c	0,9245		0,9245		0,9399		0,9006		0,9006		0,8777	

**Tabela 8.** Coeficientes de variação (%) dos valores observados (O) e simulados (S) de número de dias secos (N(S)), número de dias chuvosos (N(C)) e precipitação total (P) em cada período para os Municípios de Parnaíba e Teresina, Piauí.

Período	Parnaíba						Teresina					
	N(S)		N(C)		P (mm)		N(S)		N(C)		P (mm)	
	O	S	O	S	O	S	O	S	O	S	O	S
1 - Jan	-	10	-	29	-	31	17	9	35	18	26	23
15 - Jan	-	11	-	24	-	27	14	11	26	18	16	24
1 - Fev	-	11	-	23	-	27	18	13	32	15	24	22
15 - Fev	-	11	-	19	-	23	16	14	34	17	29	21
1 - Mar	-	11	-	21	-	25	15	11	36	14	31	21
15 - Mar	-	11	-	23	-	27	14	12	41	18	40	24
1 - Abr	-	8	-	26	-	32	15	11	65	24	71	29
15 - Abr	-	6	-	25	-	31	13	8	96	27	93	31
1 - Mai	-	5	-	40	-	46	11	7	117	42	115	47
15 - Mai	-	4	-	38	-	48	7	4	133	52	126	58
1 - Jun	-	3	-	45	-	50	6	3	169	63	164	66
15 - Jun	-	3	-	55	-	59	3	2	155	74	162	78
1 - Jul	-	2	-	65	-	67	3	2	163	112	169	116
15 - Jul	-	2	-	98	-	97	2	1	142	174	165	218
1 - Ago	-	0	-	-	-	-	1	2	106	118	164	138
15 - Ago	-	0	-	-	-	-	1	2	82	108	116	98

Continua...

Tabela 8. Continuação

Período	Parnaíba						Teresina					
	N(S)		N(C)		P (mm)		N(S)		N(C)		P (mm)	
	O	S	O	S	O	S	O	S	O	S	O	S
1 - Set	-	0	-	-	-	-	2	2	94	66	84	83
15 - Set	-	1	-	183	-	185	2	3	85	67	99	71
1 - Out	-	1	-	138	-	155	4	3	97	63	85	68
15 - Out	-	1	-	126	-	135	5	3	67	49	79	65
1 - Nov	-	4	-	68	-	75	5	5	32	36	37	45
15 - Nov	-	5	-	49	-	54	9	6	38	32	49	34
1 - Dez	-	6	-	41	-	43	12	7	34	27	39	32
15 - Dez	-	7	-	31	-	38	18	8	36	23	33	29
Média	-	5	-	55	-	61	9	6	80	52	84	60

Constatou-se ainda, em ambos os municípios, que o número de simulações não afetou significativamente ( $P > 0,05$ ) os índices de desempenho estatístico relacionados às variáveis envolvidas nas fases de modelagem da ocorrência ( $N(S)$  e  $N(C)$ ) e magnitude da precipitação diária ( $P$ ). Para todas as variáveis simuladas, os índices de desempenho estatístico para o intervalo de 10 a 100 simulações não diferiram ( $P < 0,05$ ) pelo teste de Tukey (Tabela 9). Segundo Sousa (1999), a não-significância do número de simulações mostra a precisão do modelo utilizado, pois as simulações tendem a fornecer resultados semelhantes.

Para ilustrar o bom desempenho do modelo de simulação, confeccionaram-se as Figuras 4 e 5, as quais mostram a comparação entre as médias dos valores observados e simulados de precipitação total em períodos específicos nas estações chuvosa e seca nos Municípios de Parnaíba e Teresina. Selecionaram-se os períodos de 15-Fev (chuvosa) e 15-Ago (seca), em Parnaíba e de 15-Jan (chuvosa) e 1-Ago (seca), em Teresina.

Na estação seca, em ambos os municípios, não ocorreu variação muito significativa entre os valores observados e simulados de  $N(S)$ ,  $N(C)$  e  $P$ . Contudo, na estação chuvosa, como era esperado, observou-se uma maior dispersão dos valores simulados em relação à média dos observados. A média dos valores simulados aproximou-se bastante à dos valores observados, notadamente, em Parnaíba.

Aprofundando a análise na estação chuvosa, elaboraram-se as Figuras 6 e 7, onde são comparadas as médias dos valores diários observados e simulados de precipitação em períodos específicos nos Municípios de Parnaíba e Teresina, respectivamente. Nesse caso, foram selecionados períodos de 1-Jan a 15-Mar, em Parnaíba e de 1-Dez a 15-Fev, em Teresina. Percebeu-se, no início da estação chuvosa (1-Dez e 15-Dez), mais notadamente em Teresina, uma maior dispersão dos valores simulados em torno da média dos valores observados.

Essa maior variabilidade dos dados é devido ao fato desse período se constituir em uma fase de transição entre a estação seca e a chuvosa. Essa dispersão tendeu a diminuir à medida que a estação chuvosa se configurou plenamente nos dois municípios. A diferença entre as médias dos valores diários observados e simulados de precipitação variou apenas de -6,3% (15-Fev) a 7,9% (1-Dez), em Teresina, e de 5,7% (1-Fev) a 8,1% (15-Jan), em Parnaíba. Essas pequenas variações dos valores simulados de precipitação em relação aos valores observados demonstram o bom desempenho do modelo de simulação, conforme já discutido anteriormente. As diferenças observadas são inerentes à aleatoriedade do método de simulação de Monte Carlo (Sousa, 1999). Além disso, devido a sua ordem de grandeza, tendem a não comprometer a análise de viabilidade econômica da irrigação, já que se trata de uma época do ano onde, quando necessário, são efetuadas apenas irrigações de caráter suplementar.

**Tabela 9.** Índices de desempenho estatístico em função do número de simulações usadas na modelagem dos parâmetros relacionados à ocorrência (N(S) e N(C)) e magnitude da precipitação (P) em Parnaíba e Teresina, Piauí.

Nº de Simulação	r <sup>(1)</sup>			Id <sup>(2)</sup>			c <sup>(3)</sup>		
	N(S)	N(C)	P	N(S)	N(C)	P	N(S)	N(C)	P
<b>Parnaíba</b>									
10	0,9594	0,9594	0,9576	0,9594	0,9594	0,9738	0,9204	0,9204	0,9325
20	0,9673	0,9673	0,9640	0,9593	0,9593	0,9752	0,9279	0,9279	0,9401
30	0,9681	0,9681	0,9646	0,9604	0,9604	0,9770	0,9298	0,9298	0,9424
40	0,9663	0,9663	0,9653	0,9593	0,9593	0,9773	0,9270	0,9270	0,9434
50	0,9663	0,9663	0,9657	0,9589	0,9589	0,9775	0,9266	0,9266	0,9440
60	0,9643	0,9643	0,9634	0,9572	0,9572	0,9759	0,9230	0,9230	0,9402
70	0,9646	0,9646	0,9639	0,9579	0,9579	0,9767	0,9240	0,9240	0,9414
80	0,9643	0,9643	0,9633	0,9581	0,9581	0,9766	0,9239	0,9239	0,9408
90	0,9657	0,9657	0,9644	0,9586	0,9586	0,9772	0,9257	0,9257	0,9424
100	0,9648	0,9648	0,9627	0,9582	0,9582	0,9763	0,9245	0,9245	0,9399

Continua...

Tabela 9. Continuação.

Nº de Simulação	r <sup>(1)</sup>			Id <sup>(2)</sup>			c <sup>(3)</sup>		
	N(S)	N(C)	P	N(S)	N(C)	P	N(S)	N(C)	P
	<b>Teresina</b>								
10	0,9572	0,9572	0,9568	0,9562	0,9562	0,9550	0,9153	0,9153	0,9137
20	0,9495	0,9495	0,9394	0,9520	0,9520	0,9453	0,9039	0,9039	0,8880
30	0,9467	0,9467	0,9331	0,9522	0,9522	0,9439	0,9014	0,9014	0,8808
40	0,9470	0,9470	0,9346	0,9531	0,9531	0,9452	0,9026	0,9026	0,8834
50	0,9469	0,9469	0,9350	0,9530	0,9530	0,9448	0,9024	0,9024	0,8834
60	0,9484	0,9484	0,9347	0,9537	0,9537	0,9449	0,9045	0,9045	0,8832
70	0,9468	0,9468	0,9332	0,9335	0,9335	0,9458	0,8838	0,8838	0,8826
80	0,9448	0,9448	0,9302	0,9535	0,9535	0,9456	0,9009	0,9009	0,8796
90	0,9434	0,9434	0,9280	0,9530	0,9530	0,9449	0,8991	0,8991	0,8769
100	0,9445	0,9445	0,9286	0,9535	0,9535	0,9452	0,9006	0,9006	0,8777

<sup>(1)</sup>Coefficiente de correlação de Pearson; <sup>(2)</sup>Id - Índice de concordância de Willmott; <sup>(3)</sup>c - Coeficiente "c" de Camargo & Sentelhas.

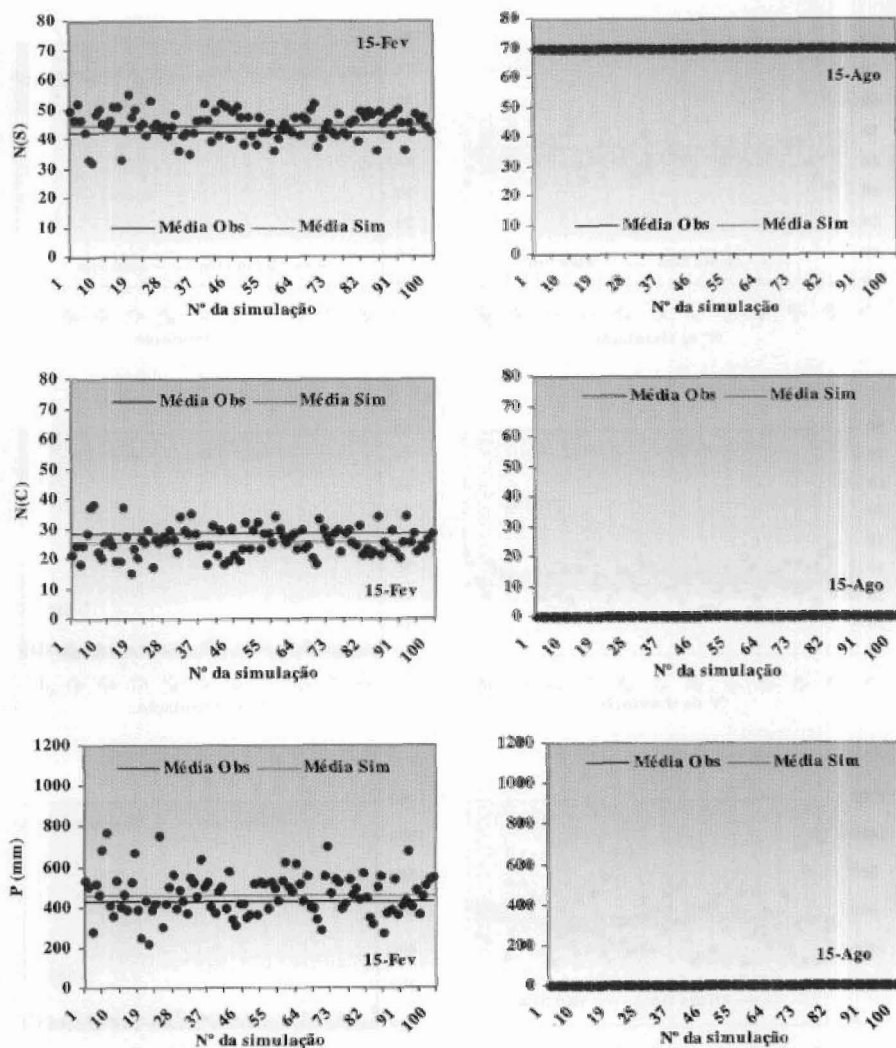


Fig. 4. Comparação entre as médias dos valores observados e simulados de número de dias secos (N(S)), número de dias chuvosos (N(C)) e precipitação total (P) em períodos específicos no Município de Parnaíba, Piauí.



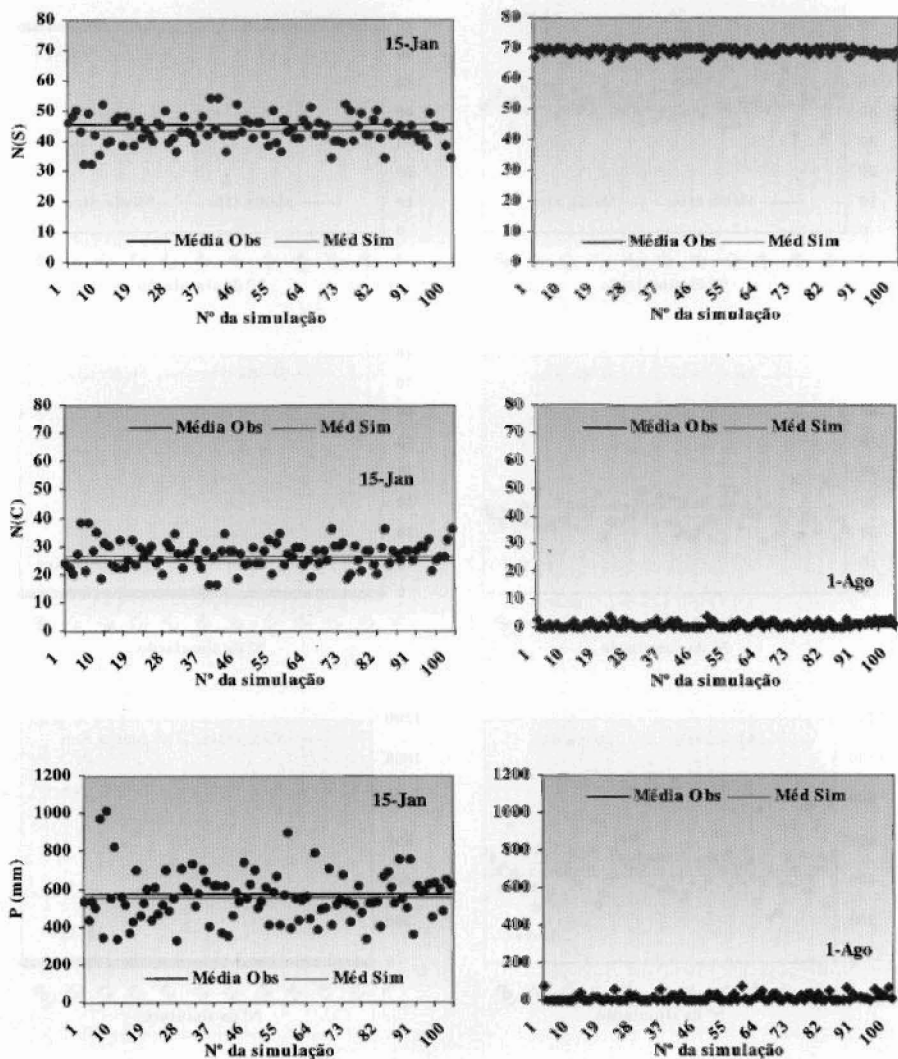


Fig. 5. Comparação entre as médias dos valores observados e simulados de número de dias secos (N(S)), número de dias chuvosos (N(C)) e precipitação total (P), em períodos específicos no Município de Teresina, Piauí.

Aprofundando a análise na estação chuvosa, elaboraram-se as Figuras 6 e 7, onde são comparadas as médias dos valores diários observados e simulados de precipitação em períodos específicos nos Municípios de Parnaíba e Teresina, respectivamente. Nesse caso, foram selecionados períodos de 1-Jan a 15-Mar, em Parnaíba e de 1-Dez a 15-Fev, em Teresina. Percebeu-se, no início da estação chuvosa (1-Dez e 15-Dez), mais notadamente em Teresina, uma maior dispersão dos valores simulados em torno da média dos valores observados.

## Simulação da evapotranspiração de referência

A Tabela 10 apresenta uma comparação entre os valores observados e simulados de evapotranspiração de referência (ET<sub>o</sub>) em cada período e os respectivos índices de desempenho estatístico obtidos nos Municípios de Parnaíba e Teresina, Piauí. Em termos médios, nos dois municípios os valores observados e simulados de ET<sub>o</sub> apresentaram boa aproximação. Os valores de ET<sub>o</sub> tenderam a serem menores nas séries de dados simulados em comparação com os valores observados, notadamente, nas séries geradas em Teresina. Sousa (1999) verificou tendência de subestimativa de valores de déficit de evapotranspiração quando simulou ocorrência de veranicos de duração de 7, 15 e 30 dias, no mês de março em Piracicaba (SP).

Em cada período avaliado, os valores médios simulados aproximaram-se bem dos valores observados, mostrando que o modelo efetuou estimativas de ET<sub>o</sub> com boa precisão e exatidão. Os resultados da análise de correlação ( $r$ ), índice de concordância de Willmott ( $Id$ ) e coeficiente "c" de Camargo ( $c$ ) comprovam esse fato. Comportamento semelhante foi verificado por Sousa (1999) que também obteve elevados índices de desempenho estatístico ao utilizar o método de simulação de Monte Carlo para a geração de valores de ET<sub>o</sub> e, posteriormente, de déficit de evapotranspiração.

Com base no critério de interpretação do desempenho pelo índice "c" proposto por Camargo & Sentelhas (1997), o modelo de simulação utilizado para a geração dos valores de ET<sub>o</sub> teve desempenho estatístico "ótimo" ( $c > 0,85$ ). O modelo apresentou um desempenho pouco melhor no processo de geração da ET<sub>o</sub> em Parnaíba ( $c = 0,9726$ ) do que em Teresina ( $c = 0,9496$ ), devido à menor diferença dos valores simulados em relação aos observados ( $> Id$ ), ou seja, uma maior exatidão do modelo. Por outro lado, em Teresina, observou-se

uma menor dispersão dos valores em relação à média ( $> r$ ), que reflete uma maior precisão do modelo. Porém, o grau de afastamento dos valores simulados em relação aos observados foi superior ao de Parnaíba ( $< Id$ ).

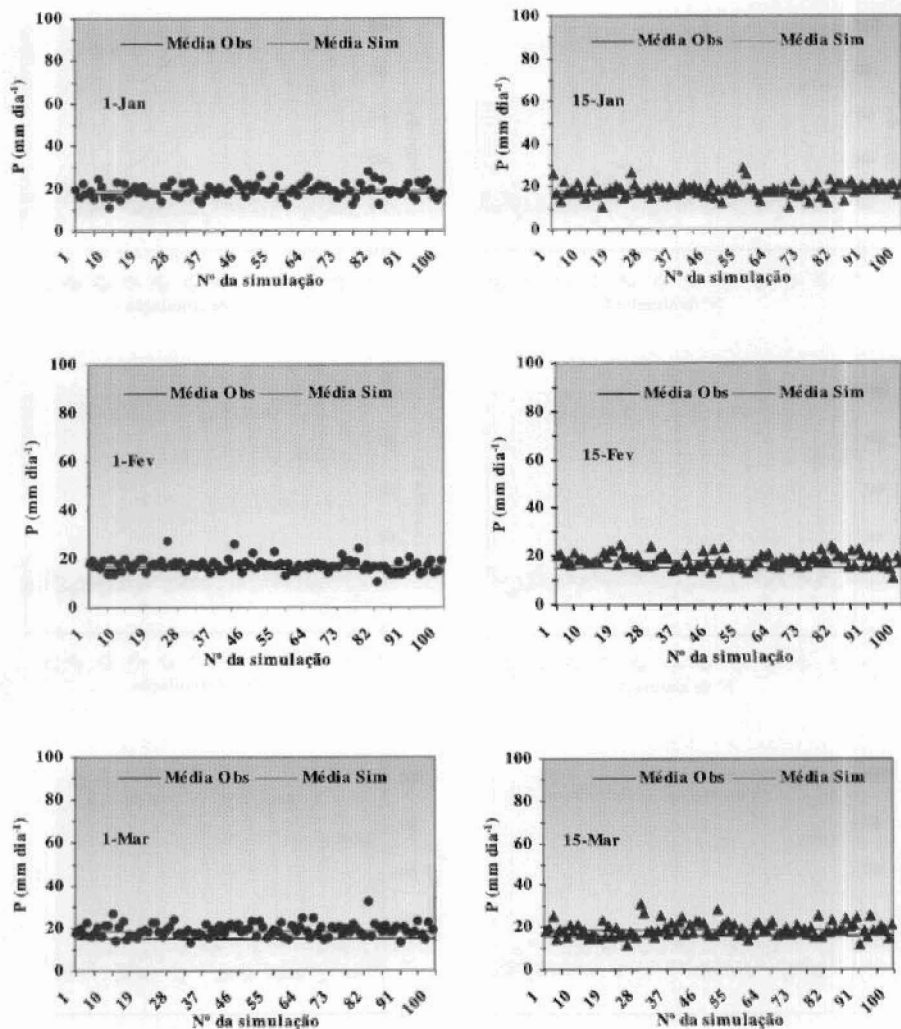
Os valores do coeficiente de desempenho estatístico "c" obtidos com a simulação dos valores de precipitação foram inferiores aos obtidos com a simulação dos valores de ETo, indicando uma maior precisão e exatidão na estimativa dos valores de ETo pelo modelo de simulação. Provavelmente, este fato está relacionado à menor variabilidade da variável climática ETo, facilitando a sua previsão com um maior grau de precisão e exatidão.

De fato, analisando-se a Tabela 11, verifica-se que os valores de CV das séries de dados observados e simulados de ETo são bem inferiores aos obtidos com as séries de dados de precipitação (Tabela 11). Saad (1990) verificou esse mesmo comportamento ao confrontar os valores de CV oriundos de séries de dados de ETo e precipitação ocorridas em períodos de diferentes durações nos meses de março e setembro em Piracicaba (SP).

Observou-se, em Teresina, que os coeficientes de variação (CV) tenderam a ser menores nas séries de dados simulados em comparação com os valores médios das séries históricas (Tabela 14), indicando que o modelo de simulação proporcionou a geração de séries de dados de ETo mais homogêneas. Não foi possível o cálculo dos valores de CV envolvendo os valores observados de ETo em Parnaíba, pois na fase de validação do modelo utilizaram-se os dados de ETo de apenas um ano (1990).

A amplitude de variação dos valores de CV dos dados observados de ETo foi de 12,0 % a 5,0 %, com os menores valores ocorrendo durante a estação chuvosa (5,0 % a 8,2 %) e os maiores durante a estação seca (7,0 % a 12,0%). Saad (1990) analisando os totais mensais de ETo nos meses de março (chuvoso) e setembro (seco), em Piracicaba (SP), encontrou valores de CV de 9,6 % e 8,9 %, respectivamente, reforçando a menor variabilidade da variável climática ETo.

Da mesma forma que a precipitação, não se constatou efeito significativo ( $P > 0,05$ ) do número de simulações sobre os índices de desempenho estatístico estimados a partir dos valores de ETo (Tabela 12). Considerando-se os níveis mais elevados dos valores dos índices estatísticos, pode-se inferir com maior grau de confiabilidade que as simulações tendem a fornecer resultados semelhantes de ETo (Sousa, 1999).



**Fig. 6.** Comparação entre as médias dos valores observados e simulados de precipitação diária (P) em períodos específicos na estação chuvosa do Município de Parnaíba, Piauí.

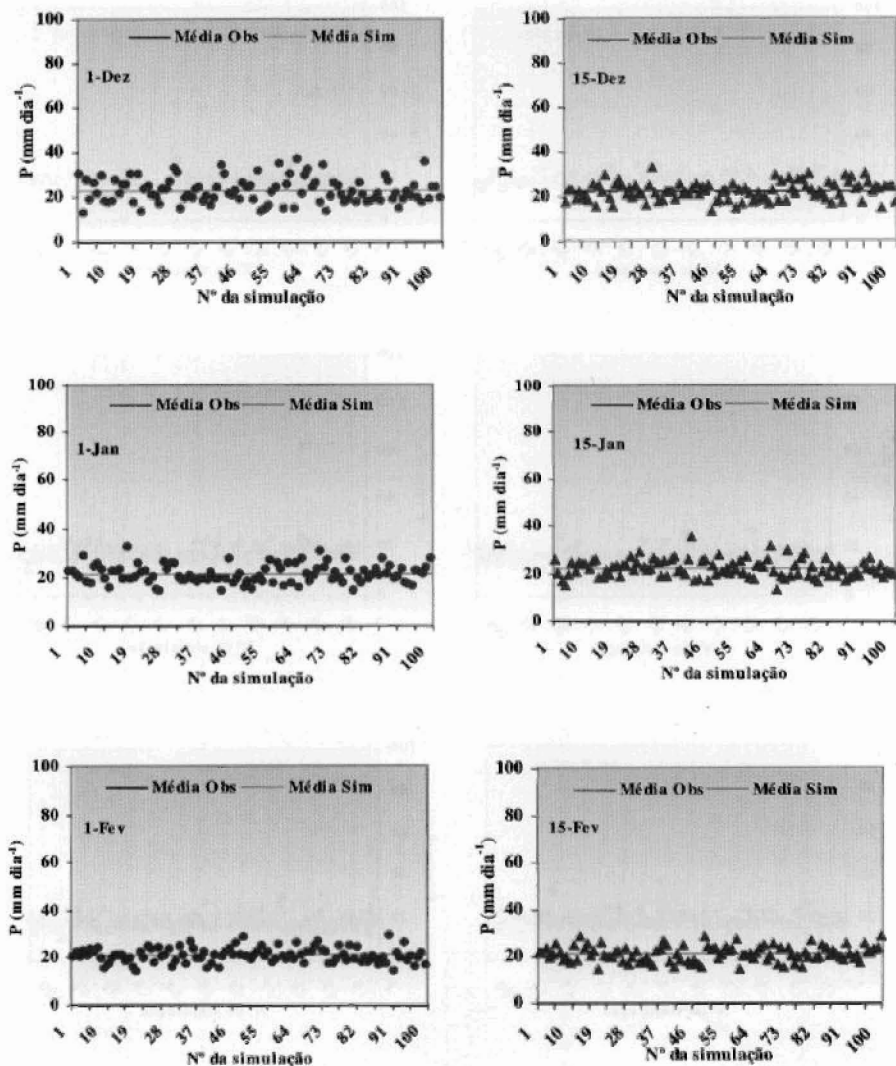


Fig. 7. Comparação entre as médias dos valores observados e simulados de precipitação diária (P) em períodos específicos na estação chuvosa do Município de Teresina, Piauí.

**Tabela 10.** Valores observados (O) e simulados (S) de evapotranspiração de referência (ET<sub>o</sub>) em cada período e os correspondentes índices de desempenho estatístico nos Municípios de Parnaíba e Teresina, Piauí.

Período	Parnaíba		Teresina	
	O	S	O	S
1 - Jan.	355,4	345,3	277,9	287,4
15 - Jan.	347,5	334,3	276,6	285,0
1 - Fev.	323,1	322,2	276,8	281,4
15 - Fev.	316,5	309,5	280,4	277,8
1 - Mar.	327,9	303,4	279,2	271,8
15 - Mar.	329,2	297,6	276,0	267,4
1 - Abr.	326,5	305,1	275,4	267,4
15 - Abr.	328,5	310,0	277,1	268,5
1 - Maio	329,4	319,6	281,6	272,1
15 - Maio	336,3	325,9	288,3	280,6
1 - Jun.	345,8	341,8	306,0	294,8
15 - Jun.	369,1	361,6	324,8	309,8
1 - Jul.	395,2	385,8	347,3	329,7
15 - Jul.	428,1	413,4	372,2	351,7
1 - Ago.	463,7	446,5	401,3	369,1
15 - Ago.	481,9	467,7	413,7	381,7
1 - Set.	492,4	483,5	420,1	384,2
15 - Set.	485,5	483,2	417,0	380,2
1 - Out.	481,3	480,7	402,7	370,7
15 - Out.	464,7	470,4	385,9	355,5
1 - Nov.	441,0	439,7	354,4	332,8
15 - Nov.	401,1	413,2	330,6	314,5
1 - Dez.	370,1	390,7	305,7	301,4
15 - Dez.	352,6	363,0	284,0	291,5
<b>Média</b>	<b>387,2</b>	<b>379,8</b>	<b>327,3</b>	<b>313,6</b>
r	0,9845		0,9915	
ld	0,9879		0,9577	
c	0,9726		0,9496	

**Tabela 11.** Coeficientes de variação (%) dos valores observados (O) e simulados (S) de evapotranspiração de referência (ET<sub>o</sub>) em cada período para os Municípios de Parnaíba e Teresina, Piauí.

Período	Parnaíba		Teresina	
	O	S	O	S
1 - Jan.	-	1,9	8,2	1,3
15 - Jan.	-	2,0	5,8	1,3
1 - Fev.	-	1,8	5,0	1,1
15 - Fev.	-	1,7	6,4	1,2
1 - Mar.	-	2,0	6,1	1,1
15 - Mar.	-	1,8	5,9	1,2
1 - Abr.	-	1,4	6,4	1,0
15 - Abr.	-	1,5	6,2	1,0
1 - Maio	-	1,5	6,7	0,9
15 - Maio	-	1,2	7,1	1,3
1 - Jun.	-	1,6	8,5	1,2
15 - Jun.	-	1,3	8,8	1,5
1 - Jul.	-	1,6	10,5	1,4
15 - Jul.	-	1,7	11,4	1,2
1 - Ago.	-	1,4	11,5	1,1
15 - Ago.	-	1,2	12,0	0,9
1 - Set.	-	0,8	10,9	0,9
15 - Set.	-	0,9	9,3	1,2
1 - Out.	-	0,9	8,2	1,4
15 - Out.	-	1,2	9,9	1,8
1 - Nov.	-	1,7	8,9	1,7
15 - Nov.	-	2,1	10,3	1,7
1 - Dez.	-	2,3	8,7	1,8
15 - Dez.	-	2,3	7,0	1,3
<b>Média</b>	-	<b>1,6</b>	<b>8,3</b>	<b>1,3</b>

Obs.: Não foi possível o cálculo dos valores de CV dos valores observados de ET<sub>o</sub> em Parnaíba, pois na fase de validação do modelo utilizaram-se os dados de ET<sub>o</sub> de apenas um ano (1990).

A Figura 8 ilustra a comparação entre as médias dos valores observados e simulados de ETo em períodos específicos nas estações chuvosa e seca nos Municípios de Parnaíba e Teresina. Selecionaram-se os períodos que apresentaram os menores e os maiores valores totais de ETo segundo as médias da série histórica de dados, as quais corresponderam a 15-Fev (estação chuvosa) e 1-Set (estação seca), em Parnaíba e 1-Abr (estação chuvosa) e 1-Set (estação seca), em Teresina.

Em ambos os municípios, apesar da pequena dispersão dos valores simulados em relação à média dos valores observados, houve tendência de subestimativa dos valores de ETo nos períodos analisados, independentemente da estação do ano. Contudo, observou-se uma inversão quanto à magnitude dessa subestimativa em função da estação do ano em cada município. Em Parnaíba, as maiores subestimativas de ETo ocorreram em 15-Fev (-2,2 %) em plena estação chuvosa, enquanto em Teresina, estas foram detectadas em 1-Set (-8,5 %) durante a estação seca.

Por outro lado, as menores subestimativas ocorreram justamente nos períodos inversos, ou seja, 1-Set (-1,8 %), em Parnaíba e em 1-Abr (-2,9 %), em Teresina.

As subestimativas observadas nos valores de ETo não comprometem o desempenho do modelo de simulação e a conseqüente análise econômica da irrigação a ser implementada, uma vez que estas diferenças são normalmente atribuídas aos erros inerentes ao procedimento de estimativa da evapotranspiração, as quais dependem do método de estimativa, da qualidade e confiabilidade dos dados disponíveis (Saad, 1990). A título de comparação, o referido autor encontrou diferenças nos valores estimados de ETo em função da época do ano e do tamanho do período analisado de 8,3 % a 11,4 %.

Com o intuito de aprofundar a análise do modelo de simulação na escala diária, confeccionaram-se as Figuras 9 e 10, onde são comparadas as médias dos valores diários observados e simulados de ETo em períodos específicos nos Municípios de Parnaíba e Teresina, respectivamente. Selecionaram-se períodos na estação chuvosa e seca: i) Parnaíba: 1-Fev, 1-Mar e 1-Abr (estação chuvosa) e 1-Ago, 1-Set e 1-Out (estação seca); ii) Teresina: 1-Mar, 1-Abr e 1-Mai (estação chuvosa) e 1-Ago, 1-Set e 1-Out (estação seca). De uma maneira geral, houve a tendência de manutenção da subestimativa dos valores simulados de



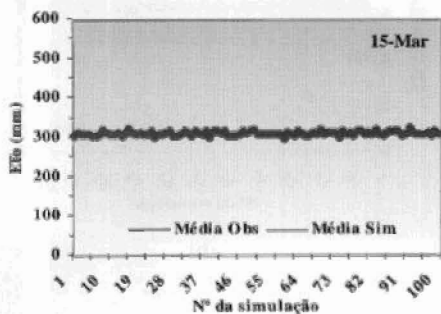
ET<sub>o</sub> em relação à média dos valores observados, porém em níveis um pouco menores, indicando que os valores simulados de ET<sub>o</sub> na escala diária tendem a externar melhor as características de precisão e exatidão do modelo.

As diferenças entre as médias dos valores diários observados e simulados de ET<sub>o</sub> variaram apenas de -0,1 % (1-Out) a -9,5 % (15-Mar), em Parnaíba, e de -2,7 % (1-Mar) a -8,8 % (15-Set), em Teresina. As menores subestimativas ocorreram em 15-Set (-0,6 %) e 1-Out (-0,1 %), em Parnaíba e em 1-Mar (-2,7 %) e 15-Mai (-2,8 %), em Teresina. Segundo Sousa (1999), as diferenças observadas são inerentes à aleatoriedade do método de simulação de Monte Carlo e refletem o bom desempenho do modelo de simulação utilizado.

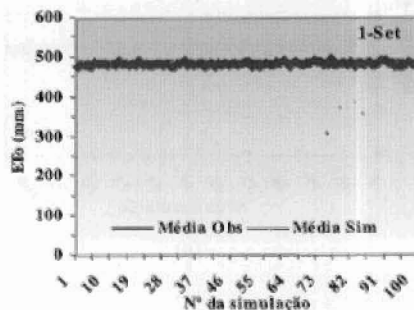
**Tabela 12.** Índices de desempenho estatístico em função do número de simulações usadas na estimativa dos valores de evapotranspiração de referência em Parnaíba e Teresina, Piauí.

Nº de Simulação	Parnaíba			Teresina		
	r <sup>(1)</sup>	ld <sup>(2)</sup>	c <sup>(3)</sup>	r	ld	c
10	0,9853	0,9884	0,9739	0,9920	0,9595	0,9518
20	0,9850	0,9884	0,9736	0,9914	0,9589	0,9507
30	0,9853	0,9882	0,9737	0,9917	0,9590	0,9510
40	0,9850	0,9880	0,9732	0,9918	0,9590	0,9511
50	0,9847	0,9879	0,9728	0,9917	0,9587	0,9507
60	0,9849	0,9881	0,9732	0,9916	0,9585	0,9504
70	0,9850	0,9881	0,9733	0,9915	0,9583	0,9502
80	0,9848	0,9880	0,9730	0,9915	0,9579	0,9498
90	0,9846	0,9880	0,9728	0,9914	0,9579	0,9497
100	0,9845	0,9879	0,9726	0,9915	0,9577	0,9496

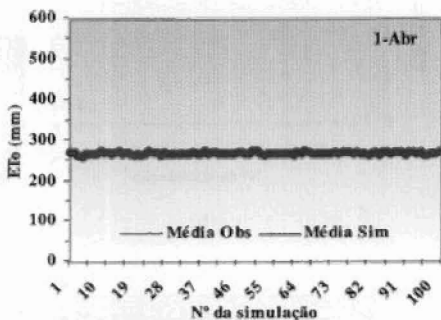
<sup>(1)</sup>Coefficiente de correlação de Pearson; <sup>(2)</sup>ld - Índice de concordância de Willmott; <sup>(3)</sup>c - Coeficiente "c" de Camargo & Sentelhas.



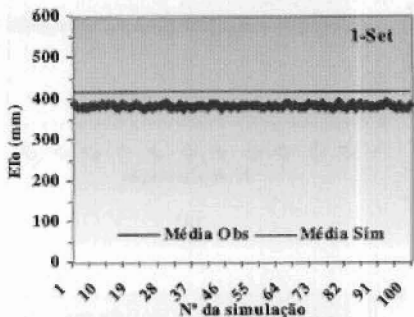
(a)



(a)

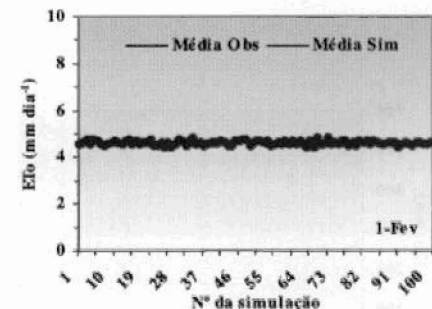


(b)

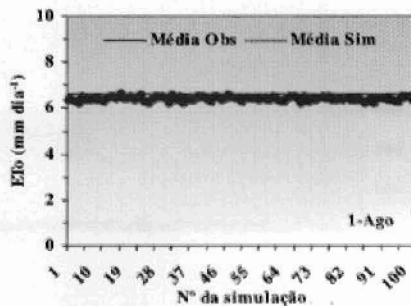


(b)

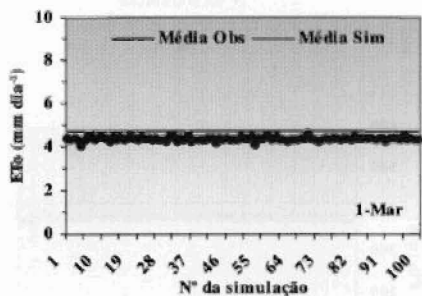
Fig. 8. Comparação entre as médias dos valores observados e simulados de evapotranspiração de referência (ET<sub>0</sub>) em períodos específicos nos Municípios de Parnaíba (a) e Teresina (b), Piauí.



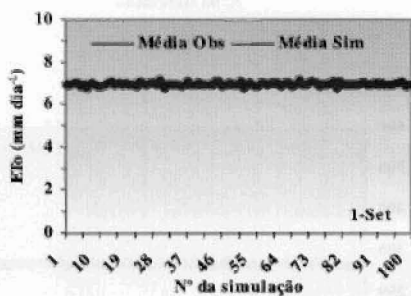
(a)



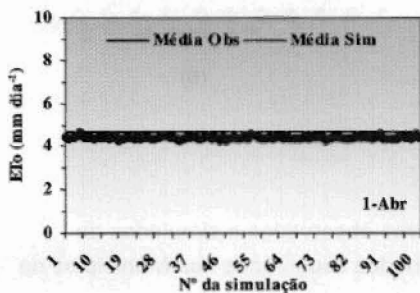
(b)



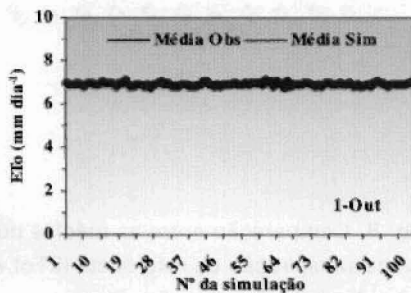
(a)



(b)

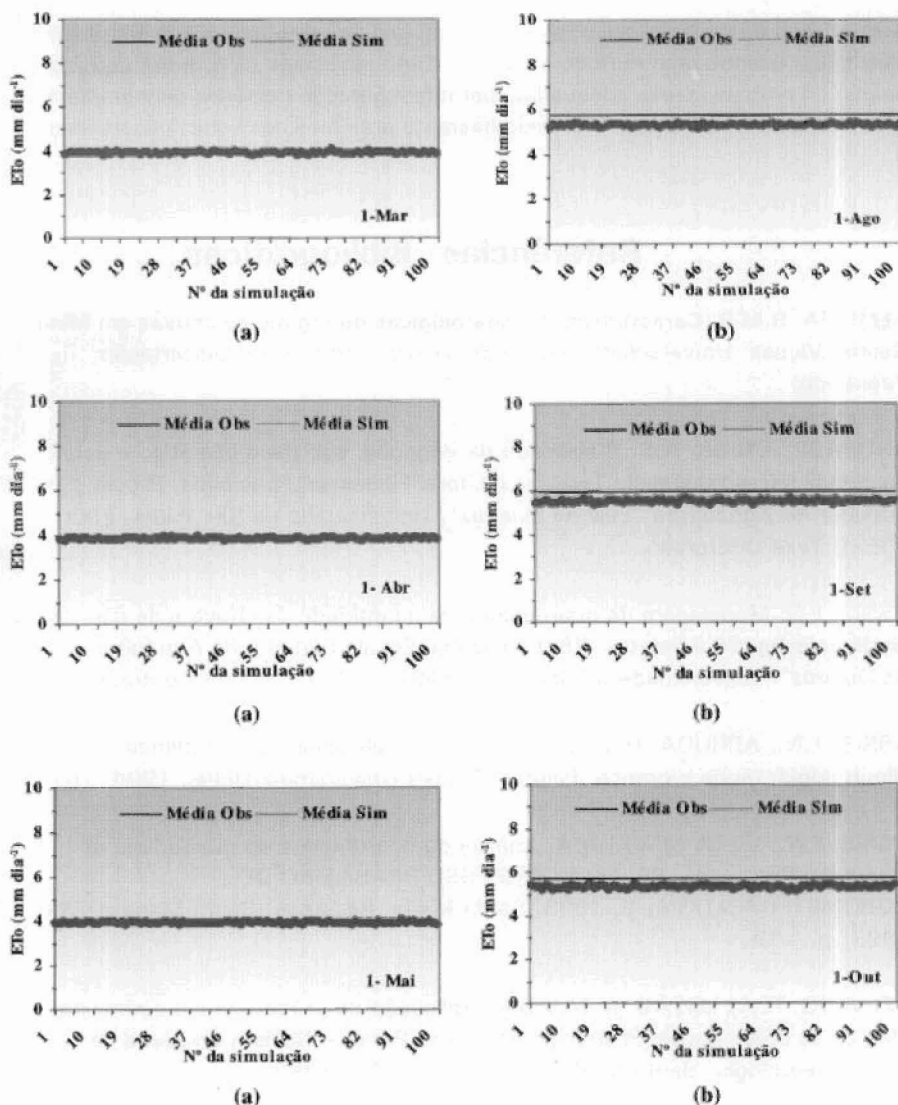


(a)



(b)

Fig. 9. Comparação entre as médias dos valores observados e simulados de evapotranspiração de referência diária (ETo) em períodos específicos na estação chuvosa (a) e seca (b) do Município de Parnaíba, Piauí.



**Fig. 10.** Comparação entre as médias dos valores observados e simulados de evapotranspiração de referência diária (ET<sub>0</sub>) em períodos específicos na estação chuvosa (a) e seca (b) do Município de Teresina, Piauí.

## Conclusão

A simulação da precipitação e evapotranspiração de referência diária em planilha eletrônica, usando-se o método de Monte Carlo associado às funções de distribuição de probabilidades adequadas, permite a geração de séries pluviométricas e de evapotranspiração de referência bastante próximas das séries observadas.

## Referências Bibliográficas

ALMEIDA, R.M.B. **Características climatológicas do regime de chuvas em Minas Gerais**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa. 1995. 64p. Dissertação (Mestrado)

ANDRADE JÚNIOR, A.S. **Viabilidade da irrigação, sob risco climático e econômico, nas microrregiões de Teresina e Litoral Piauiense**. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/ Universidade de São Paulo, 2000. 566 p. Tese Doutorado.

ASSIS, F.N. **Modelagem da ocorrência e da quantidade de chuva e de dias secos em Piracicaba, SP e Pelotas, RS**. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/ Universidade de São Paulo, 1991. 134 p. Tese de Doutorado

ASSIS, F.N.; ARRUDA, H.V.; PEREIRA, A.R. **Aplicações de estatística à climatologia: teoria e prática**. Pelotas: Editora Universitária/UFPel, 1996. 161p.

ASSIS, F.N.; VILLA NOVA, N.A. **Análise da ocorrência e da quantidade de chuva em Piracicaba, SP**. In : CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 8, 1993, Santa Maria. **Resumos**. Santa Maria: UFSM, 1993. p. 139

AZEVEDO, P.V.; LEITÃO, M.M.V.B.R. **Aplicação de processos em cadeia de Markov às precipitações diárias no estado da Paraíba**. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 5, p. 389-402, 1990.

CAMARGO, A.P.; SENTELHAS, P.C. **Avaliação do desempenho de diferentes métodos de estimativa da evapotranspiração potencial no estado de São Paulo, Brasil**. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 5, n. 1, p. 89-97, 1997.

CAMPOS, H. **Estatística experimental não - paramétrica**. 2 ed. Piracicaba: ESALQ, 1979. p.39-51.

CAREY, D.I.; HAAN, C.T. Markov process for simulating daily point rainfall. **Journal of Irrigation and Drainage Division**, New York, v. 104, n. IR1, p. 111-125, 1978.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro Nacional de Pesquisa de Agricultura Irrigada. **Boletim agrometeorológico: 1990-1991**. Parnaíba: Embrapa, CNPAI, 1992. 44p. (Embrapa. CNPAI. Boletim Agrometeorológico, 1).

FIETZ, C.R.; URCHEI, M.A.; FRIZZONE, J.A.; FOLEGATTI, M.V. Probabilidade de ocorrência de períodos secos e chuvosos na região de Dourados, MS. **Irriga**, Botucatu, v. 3, n. 1, p. 16-22, 1998.

FRIZZONE, J.A.; SILVEIRA, S.F.R. Análise econômica de projetos hidroagrícolas. In: SILVA, D.D.; PRUSKI, F.F.(ed.). **Gestão de recursos hídricos: Aspectos legais, econômicos, administrativos e sociais**. Brasília: Ministério do Meio Ambiente – Secretaria de Recursos Hídricos, 2000. 659p.

GENNEVILLE, M.S.; BOOCK, A. Modelo estocástico para simulação da precipitação pluviométrica diária de uma região. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 18, n. 9, p. 959-966, 1983.

GENOVEZ, A.M. **Avaliação da regularização de vazões em pequenas bacias com dados esparsos**. São Carlos: EESC/USP, 1987. 168p. Tese Doutorado.

HILLIER, F.S.; LIEBERMAN, G.J. **Introdução à pesquisa operacional**. São Paulo: EDUSP, 1988. cap.16, p.625-659.

HOWELL, T.A.; HILER, E.A.; REDDELL, D.L. Optimization of water use efficiency under high frequency irrigation - II. System simulation and dynamic programming. **Transactions of the ASAE**, St. Joseph, v. 18, n. 5, p. 879-887, 1975.

MARQUELLI, W.A.; SEDIYAMA, G.C. Balanço hídrico visando ao máximo a precipitação natural. In: SEDIYAMA, G. C. (Ed.) Curso de engenharia de irrigação. Módulo 4. **Necessidade de água para os cultivos**. Brasília: ABEAS, 1988. cap.6, p.86-101.

PEITER, M.X. **Estudo do manejo da irrigação via modelo de simulação**. São Carlos: EESC/USP, 1998. 183p. Tese Doutorado.

PEITER, M.X.; CHAUDHRY, F.H.; CARLESSO, R.; RUVIARO, C. Modelagem estocástica da precipitação diária para Santa Maria, RS. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 28, 1999, Pelotas. **Anais**. Pelotas: SBEA/UPPel, 1999. CD-ROM.

PEREIRA, F.A.C. **Desempenho do modelo de Penman - Monteith e de dois evapórimetros na estimativa da evapotranspiração de referência (ET<sub>o</sub>) em relação a um lisímetro de pesagem**. Piracicaba: ESALQ/USP, 1998. 87p. Tese Doutorado.

PEREIRA, A.R.; VILLA NOVA, N.A.; SEDIYAMA, G.C. **Evapo(transpi)ração**. Piracicaba: FEALQ, 1997a. cap.3, p.41-99.

PERES, F.C.; MATTOS, Z.P.B. Simulação como auxílio à decisão de confinar bovinos de corte. In: SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA: **Bovino cultura de Corte**. Piracicaba: FEALQ, 1990. p. 97-108.

ROBERTSON, G.W. **Dry and wet spells**. Project Report Agrometeorology A-6. UNDP/FAO. Technical Assistance to the Federal Land Development Authority. Tun Razak Agriculture Research Center. Jerantut, Pahang, Malaysia. 1976. 30p.

SAAD, J.C.C. **Estudo das distribuições de freqüência da evapotranspiração potencial e da precipitação pluvial para fins de dimensionamento de sistemas de irrigação**. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" / Universidade de São Paulo, 1990. 124 p. Dissertação Mestrado.

SEDIYAMA, G.C.; MELO, J.S.P.; ALVES, A.R.; COELHO, D.T. Dependência temporal e espacial das probabilidades de ocorrência de dias secos e/ou chuvosos em dias consecutivos, para intervalos mensais. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 43, n. 247, p. 267-286, 1996.

SAMPAIO, I.B.M. **Estatística aplicada à experimentação animal**. Belo Horizonte: Fundação de Ensino e Pesquisa em Medicina Veterinária e Zootecnia, 1998. cap.3, p.14-23.

SILVA, F.C.; CUNHA, M.S.; FOLEGATTI, M.V.; PEREIRA, F.A.C. Estudo da distribuição e freqüência da precipitação pluviométrica anual, média mensal, máxima e mínima mensal da região de Cruz das Almas, BA. In: CONGRESSO

BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 27., Poços de Caldas, 1998. **Anais.** Poços de Caldas: SBEA; UFLA, 1998. v.2, p.269-271.

SOUSA, S.A.V. **Programa computacional para simulação da ocorrência de veranicos e queda de produção.** Piracicaba: ESALQ/USP, 1999. 124 p. Tese Doutorado.

SOUSA, S.A.V.; FRIZZONE, J.A. Uso da distribuição triangular na simulação do déficit de evapotranspiração: análise de sensibilidade. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 27., Poços de Caldas, 1998. **Anais.** Poços de Caldas: SBEA/UFLA, 1998a. v.2, p.1-3.

SOUSA, S.A.V.; FRIZZONE, J.A. Uso da função triangular na simulação do déficit de evapotranspiração na cultura do fumo em Cruz das Almas, Bahia. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 27., Poços de Caldas, 1998. **Anais.** Poços de Caldas: SBEA/UFLA, 1998b. v.1, p.325-327.

VIVALDI, L.J. **Utilização da distribuição gama em dados pluviométricos.** Piracicaba: Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/ Universidade de São Paulo, 1973. 77p. Dissertação Mestrado.

WILLMOTT, C.J. On the validation of models. **Physical Geography**, v. 2, p. 184-194, 1981.



dados diários de evapotranspiração de referência às funções de distribuição beta e triangular.

Da mesma forma, em Teresina, não foi observado ajuste da evapotranspiração de referência na escala diária a nenhuma das três funções de distribuição avaliadas. Por essa razão, nos dois locais, procedeu-se à verificação do ajuste utilizando-se os valores de evapotranspiração de referência em períodos acumulados de cinco dias, conforme especificado nas Tabelas 2 a 4.

Com essa modificação, verificou-se o ajuste dos dados de evapotranspiração de referência às funções de distribuição normal e beta, para todas os períodos avaliados, concordando com os resultados obtidos por Saad (1990) e Silva et al. (1998), que consideraram essas funções de distribuição aptas para representar a evapotranspiração de referência para períodos acumulados de diferentes durações, 5 e 30 dias em Piracicaba (SP) e Cruz das Almas (BA), respectivamente.

Apesar de ter-se observado ajuste dos valores de evapotranspiração às funções de distribuição de probabilidade normal e beta, optou-se por se utilizar a função de distribuição normal, devido à sua maior facilidade de uso e aplicabilidade (Silva et al., 1998). Estratégia semelhante foi adotada por Saad (1990), que sugere o uso da função de distribuição beta apenas quando não houver ajuste da função de distribuição normal.

Nos dois locais, não foi constatado ajuste dos valores de evapotranspiração de referência na escala diária à função de distribuição de probabilidade triangular. Contudo, ao acumularem-se os valores de evapotranspiração de referência em períodos de cinco dias, verificou-se ajuste a essa função de distribuição em alguns períodos. Esse comportamento concorda, em parte, com os resultados alcançados por Sousa & Frizzone (1998b) e Sousa (1999), que recomendam o uso da função de distribuição triangular como uma alternativa para a simulação de valores de evapotranspiração de referência na escala mensal. Provavelmente, há uma melhor aderência dos dados de evapotranspiração de referência à função de distribuição triangular à medida que os valores são acumulados em escalas maiores de tempo, como a mensal, por exemplo.

Tanto no caso da estimativa da precipitação como da evapotranspiração de referência diárias, utilizou-se a função de distribuição empírica nos períodos que não apresentaram ajuste a nenhuma das funções de distribuição teóricas. Considerando-se esse fato, é apresentado um resumo das funções de distribuição adotadas em cada período avaliado (Tabela 5).

**Embrapa**

---

*Meio-Norte*

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA,  
PECUÁRIA E ABASTECIMENTO