

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
INSTITUTO DE PESQUISAS HIDRÁULICAS**

**MODELAGEM MARKOVIANA DA PRECIPITAÇÃO PLUVIAL DIÁRIA  
E SIMULAÇÃO DO RENDIMENTO ESPERADO DE SOJA  
NO MUNICÍPIO DE CRUZ ALTA (RS)**

**Toshio Nishijima**

**Orientador: Prof. Dr. André Luiz Lopes da Silveira**

**Porto Alegre, RS, dezembro de 2004.**

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
INSTITUTO DE PESQUISAS HIDRÁULICAS

**MODELAGEM MARKOVIANA DA PRECIPITAÇÃO PLUVIAL DIÁRIA  
E SIMULAÇÃO DO RENDIMENTO ESPERADO DE SOJA  
NO MUNICÍPIO DE CRUZ ALTA (RS)**

TOSHIO NISHIJIMA

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Recursos Hídricos e Saneamento Ambiental da Universidade Federal do Rio Grande do Sul como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Recursos Hídricos e Saneamento Ambiental.

**Orientador: Prof. Dr. André Luiz Lopes da Silveira**

Banca Examinadora

Prof. Dr. Robin Thomas Clarke	IPH/UFRGS
Prof. Dr. José Antonio Louzada	IPH/UFRGS
Prof <sup>a</sup> Dr <sup>a</sup> Rita de Cássia Fraga Damé	Faculdade de Eng <sup>a</sup> Agrícola/UFPEL
Prof <sup>a</sup> Dr <sup>a</sup> .Márcia Xavier Peiter	Depto. Eng <sup>a</sup> Agrícola/URI-Santiago

Porto Alegre, RS, dezembro de 2004.

“A natureza estabeleceu padrões que  
dão origem ao retorno dos eventos,  
mas apenas na maior parte dos casos.”  
(‘LEIBNITZ’)

“Sem a ressalva não haveria riscos  
pois tudo seria previsível.  
Sem a ressalva não haveria acaso,  
pois todo evento seria idêntico  
a um evento anterior.  
Sem ela a vida não teria mistério.  
(‘BERNSTEIN’)

Aos meus pais Noriyoshi (*in memoriam*) e Tutomi;  
À Margrid;  
Ao Rafael  
Dedico.

## APRESENTAÇÃO

Este trabalho foi desenvolvido no Programa de Pós-Graduação em Recursos Hídricos e Saneamento Ambiental do Instituto de Pesquisas Hidráulicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, sob a orientação do Prof. Dr. André Luiz Lopes da Silveira da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

## AGRADECIMENTOS

Este trabalho alcançou o atual estágio por ter contado com o auxílio e colaboração das seguintes pessoas e entidades às quais presto os meus agradecimentos:

Ao Prof. André Luis Lopes da Silveira, pelo estímulo e acompanhamento na orientação;

Ao Prof. Robin Clarke;

Ao Prof. José Antônio Saldanha Louzada;

Ao Prof. Moacir Antônio Berlato;

À Prof<sup>a</sup>. Rita de Cássia Fraga Damé;

À Prof<sup>a</sup>. Márcia Xavier Peiter;

Ao Prof. Roger L. Nelson (Biological System Eng. Dept., Washington State University);

À Sra. Nadir Solari;

Aos Professores e Funcionários do Instituto de Pesquisas Hidráulicas (IPH/UFRGS);

Aos colegas de curso (PPG em Recursos Hídricos e Saneamento Ambiental);

Aos colegas Afranio Righes, Osvaldo König, Adroaldo Robaina, Reimar Carlesso e Geraldo Silveira;

À Fundação Estadual de Pesquisa Agropecuária (FEPAGRO);

À CAPES/PICDT/UFSM;

Ao Departamento de Engenharia Rural (DER/CCR/UFSM).

À Margrid, minha esposa e ao Rafael, meu filho, minha gratidão pelo apoio e incentivo, pela compreensão e generosidade em todos os momentos da realização deste trabalho.

Deus, a totalidade.

## RESUMO

### **MODELAGEM MARKOVIANA DA PRECIPITAÇÃO PLUVIAL DIÁRIA E SIMULAÇÃO DO RENDIMENTO ESPERADO DE SOJA NO MUNICÍPIO DE CRUZ ALTA (RS)**

Toshio Nishijima

Orientador: Prof. Dr. André Luiz Lopes da Silveira

O agronegócio da soja, caracterizado como investimento em atividade produtiva, envolve problemas de incertezas com o comprometimento definitivo de recursos, com a impossibilidade de reverter decisões tomadas e, também, com o esforço de prever a renda a ser obtida com a colheita. A questão relevante para o sojicultor é como avaliar o rendimento esperado de grãos em um contexto de incertezas, base para o cálculo da taxa de retorno do investimento na produção de soja. Este trabalho teve como objetivo estabelecer uma metodologia que associa um modelo estocástico de precipitação a um modelo de previsão do rendimento da cultura de grãos de modo a permitir a atribuição de probabilidades aos rendimentos esperados de soja. Foram utilizados dados meteorológicos diários referentes à precipitação pluvial, temperatura máxima, mínima e média do ar, umidade relativa do ar, radiação solar global e velocidade do vento a 2 metros, bem como o rendimento de soja de Cruz Alta (RS) do período 1/1/1975-31/12/1997. A precipitação pluvial diária foi ajustada à cadeia de Markov de primeira ordem e dois estados e na função gama com a variação sazonal condicionada pela série de Fourier. O modelo de previsão do rendimento de soja foi ajustado para os meses de outubro a abril. Os resultados indicaram que a metodologia associando a geração de séries de precipitação pluvial, evapotranspiração da soja e evapotranspiração real, aplicadas como variáveis de entrada no modelo de previsão do rendimento de grãos, possibilitou a definição da densidade de probabilidade do rendimento esperado de soja e, por conseguinte, a quantificação do risco na forma da distribuição de probabilidade acumulada do rendimento. O risco da ocorrência de um valor de rendimento de soja, menor que um valor mínimo de aceitação, quantificado pela sua distribuição de probabilidade acumulada, representa um valor esperado, portanto, não certo. A simulação dos rendimentos de soja foi fundamentada em um fenômeno da natureza — a precipitação pluvial — que não depende da vontade humana. A obtenção do rendimento desejado envolve um processo que depende de organização, isto é, depende de fatores subjetivos, de decisões e escolhas. Enfim, um processo que comporta alternativas e depende de iniciativas humanas.

Palavras-chave: precipitação pluvial diária, modelo estocástico, cadeia de Markov, risco, soja.

**ABSTRACT****MARKOVIAN DAILY RAINFALL MODELING AND  
SOYBEAN YIELD SIMULATION AT CRUZ ALTA (RS)**

Toshio Nishijima

Adviser: Prof. Dr. André Luiz Lopes da Silveira

The soybean agribusiness, an investment in productive activity, involves uncertain problems with the definitive commitment of resources, which the impossibilities to reverting taken decisions and also the effort of predicting the income to be obtained with the crop. The main view point for farmers is how to evaluate the expected yield in uncertain context, needed to compute the return taxes for the investment on the soybean production. The objective of this study was to develop a procedure which associates the stochastic modeling of daily rainfall and a crop prediction model to allow statistical inferences for the expected soybean yield at Cruz Alta (RS). The modeling of daily rainfall was based on Markov chain and gamma function with the seasonal variation conditioned by Fourier series. Were utilized the daily weather data referred to rainfall, maximum, minimum and average air temperature, air humidity, radiation and wind speed at 2 m height as well as soybean yield historical series from Cruz Alta (RS), Brazil, during the period 1975-1997. Daily rainfall were fitted to the first order Markov chain with two states for Cruz Alta (RS). The soybean yield prediction model was fitted to the months from October to April under local conditions. The results indicated that the methodology incorporating the simulated series of rainfall and evapotranspiration applied as input variables in the model to predict the soybean yield was possible to define the density of probability, consequently, the quantification of the risk by the accumulated probability distribution of the yield. Therefore, the risks to obtain of a soybean yield lower than the minimum, quantified by its accumulated probability distribution represents an expected value, consequently, not certain. The simulation of the expected soybean yields was based on a nature phenomenon (the rainfall) that doesn't depend on the human action. The basis for expected yield involves a process which depends on organization, in other words, depends on subjective factors of decisions and choices. To conclude, a process which evolves alternatives and depends of human initiatives

Keywords: daily rainfall, rainfall modeling, Markov chain, risk, soybean.

## SUMÁRIO

APRESENTAÇÃO.....	iv
RESUMO .....	v
ABSTRACT .....	vi
LISTA DE TABELAS .....	ix
LISTA DE FIGURAS .....	xi
LISTA DE SÍMBOLOS .....	xiv
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 OBJETIVO .....	3
3 JUSTIFICATIVA .....	4
4 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	7
4.1 Modelagem da precipitação pluvial.....	7
4.1.1 Modelo de ocorrência da precipitação pluvial diária.....	11
4.1.2 Modelo de geração da quantidade de precipitação pluvial diária.....	21
4.2 Evapotranspiração .....	22
4.2.1 Estimativa da evapotranspiração da soja.....	26
4.2.2 Estimativa da evapotranspiração real .....	28
4.3 Modelagem do rendimento de grãos de soja .....	30
4.4 Risco, incerteza e agronegócio .....	34
5 MATERIAIS E MÉTODOS.....	42
5.1 Estratégia metodológica .....	42
5.2 Dados meteorológicos .....	45
5.3 Dados da cultura da soja.....	47
5.4 Modelagem estocástica da precipitação pluvial diária .....	48
5.4.1 Modelo de ocorrência de precipitação pluvial diária.....	48
5.4.2 Modelo de quantidade de precipitação pluvial diária.....	51
5.5 Geração das séries de precipitação pluvial diária.....	53
5.6 Evapotranspiração da soja .....	54
5.7 Geração das séries de evapotranspiração da soja .....	58
5.8 Evapotranspiração real .....	60
5.9 Geração das séries de evapotranspiração real.....	64
5.10 Determinação do rendimento esperado de grãos.....	65

5.11	Geração das séries de rendimento de soja .....	68
5.12	Determinação da distribuição de probabilidade do rendimento esperado .....	69
6	RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	71
6.1	Modelagem da precipitação pluvial diária.....	71
6.1.1	Ajuste do modelo de ocorrência de precipitação pluvial diária.....	71
6.1.2	Ajuste do modelo de quantidade de precipitação pluvial diária.....	80
6.2	Geração das séries de precipitação pluvial diária.....	85
6.3	Geração das séries de evapotranspiração da soja .....	90
6.4	Geração das séries de evapotranspiração real.....	92
6.5	Ajuste dos parâmetros do modelo de predição do rendimento.....	94
6.5.1	Modelo de predição do rendimento segundo o desenvolvimento da soja.....	95
6.5.2	Modelo de predição do rendimento segundo os meses de outubro a abril.....	97
6.5.3	Modelo de predição do rendimento segundo os meses janeiro-fevereiro-março .....	97
6.5.4	Definição dos parâmetros do modelo de predição do rendimento .....	98
6.6	Geração das séries de rendimento de soja .....	102
6.7	Distribuição de probabilidade do rendimento de soja .....	104
7	CONCLUSÕES .....	111
8	RECOMENDAÇÕES E LIMITAÇÕES.....	115
9	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	117
	ANEXO 1 .....	130
	ANEXO 2.....	133

## LISTA DE TABELAS

Tabela 5.1 – Área colhida, produção e rendimento de grãos de soja registrados no município de Cruz Alta (RS) nos anos agrícolas 1975/76 e 1996/97.....	47
Tabela 5.2 – Fatores de conversão entre as unidades utilizadas para representar a radiação solar. Fonte: Boletim FAO56 (ALLEN et al., 1998). .....	57
Tabela 6.1 - Coeficientes para a regressão logística dos modelos $p_{001}$ , $p_{011}$ , $p_{101}$ e $p_{111}$ correspondendo aos modelos com diferentes números de termos harmônicos da série de Fourier — $m=0$ para o modelo nulo, $m=2$ para o ajuste de $\cos(2\pi t/365)$ , $\sin(2\pi t/365)$ , e $m=4$ para ajuste de $\cos(2\pi t/365)$ , $\sin(2\pi t/365)$ , $\cos(4\pi t/365)$ , $\sin(4\pi t/365)$ ; sendo $gl$ o grau de liberdade e $D$ a deviança. ....	72
Tabela 6.2 - Coeficientes para a regressão logística dos modelos $p_{01}$ e $p_{11}$ correspondendo aos modelos com diferentes números de termos harmônicos da série de Fourier — $m=0$ para o modelo nulo, $m=2$ para o ajuste de $\cos(2\pi t/365)$ , $\sin(2\pi t/365)$ , $m=4$ para ajuste de $\cos(2\pi t/365)$ , $\sin(2\pi t/365)$ , $\cos(4\pi t/365)$ , $\sin(4\pi t/365)$ e $m=6$ ajuste de $\cos(2\pi t/365)$ , $\sin(2\pi t/365)$ , $\cos(4\pi t/365)$ , $\sin(4\pi t/365)$ , $\cos(6\pi t/365)$ , $\sin(6\pi t/365)$ ; sendo $gl$ o grau de liberdade e $D$ a deviança. ....	76
Tabela 6.3 - Coeficientes da regressão logística dos modelos para $\mu_{01}$ e $\mu_{11}$ correspondendo aos modelos com diferentes números de termos harmônicos — $m=0$ para o modelo nulo, $m=2$ para o ajuste de $\cos(2\pi t/365)$ , $\sin(2\pi t/365)$ , $m=4$ para ajuste de $\cos(2\pi t/365)$ , $\sin(2\pi t/365)$ , $\cos(4\pi t/365)$ , $\sin(4\pi t/365)$ e $m=6$ ajuste de $\cos(2\pi t/365)$ , $\sin(2\pi t/365)$ , $\cos(4\pi t/365)$ , $\sin(4\pi t/365)$ , $\cos(6\pi t/365)$ , $\sin(6\pi t/365)$ ; sendo $gl$ o grau de liberdade e $D$ a deviança.....	82
Tabela 6.4 – Coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico ( $\lambda$ ) do modelo de predição do rendimento segundo a fenologia média de cultivares de soja de ciclo de maturação médio para semeadura em três épocas diferentes estimados para as condições de Cruz Alta (RS) e os coeficientes de determinação ( $r^2$ ) na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$ histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$ calculado) dos modelos.....	96
Tabela 6.5 – Coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico ( $\lambda$ ) do modelo de predição do rendimento segundo os meses de outubro a abril estimados para as condições de Cruz Alta (RS) e coeficiente de determinação ( $r^2$ ) na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$ histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$ calculado) do modelo. ....	97
Tabela 6.6 – Coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico ( $\lambda$ ) do modelo de predição do rendimento segundo os meses de janeiro, fevereiro e março estimados para as condições de Cruz Alta (RS) e coeficiente de determinação ( $r^2$ ) na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$ histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$ calculado) do modelo. ....	98

Tabela 6.7 – Coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico ( $\lambda$ ) do modelo de predição do rendimento segundo os meses de novembro a abril estimados para as condições do Rio Grande do Sul e o coeficiente de determinação ( $r^2$ ) na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$ histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$ calculado) do modelo determinado por FONTANA et al. (2001). .....	99
Tabela 6.8 – Coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico ( $\lambda$ ) do modelo de predição do rendimento segundo os meses de janeiro, fevereiro e março estimados para as condições do Rio Grande do Sul e coeficiente de determinação ( $r^2$ ) na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$ histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$ calculado) do modelo determinado por FONTANA et al. (2001). .....	100
Tabela 6.9 – Coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico ( $\lambda$ ) do modelo de predição do rendimento segundo a fenologia média de cultivares para semeadura em três épocas diferentes estimados para as condições do Rio Grande do Sul os respectivos coeficientes de determinação ( $r^2$ ) na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$ histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$ calculado) dos modelos determinados por BERLATO (1987). .....	101
Tabela 6.10 – Coeficientes de determinação ( $r^2$ ) na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$ histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$ calculado). .....	102
Tabela 6.11 – Estatística descritiva dos rendimentos gerados e dos rendimentos históricos de soja em Cruz Alta (RS) nas safras 1975/76 a 1996/97. ....	104
Tabela 6.12 – Rendimento de grãos de 26 cultivares de soja em cultivo em Cruz Alta, no Rio Grande do Sul, na safra de 2001/02. Fonte: BONATO et al, 2002). .....	106
Tabela 6.13 - Distribuição de freqüência dos valores de rendimento esperado nas 2200 simulações de safras de soja para Cruz Alta (RS), com média 1778,05 kg·ha <sup>-1</sup> e desvio padrão 412,392, sendo – f: freqüência observada, – Zi: variável normal padronizada ao limite superior da classe, – F(Zi): probabilidade acumulada, – f(Xi): probabilidade e, – fe: freqüência esperada. ....	107
Tabela 6.14 – Probabilidade de ocorrer o rendimento esperado de soja em Cruz Alta (RS). .....	109

## LISTA DE FIGURAS

Figura 4.1 – Representação gráfica da matriz P de probabilidades de transição considerando a ocorrência de precipitação pluvial (dia chuvoso=1) e a não ocorrência (dia seco=0) segundo a cadeia de Markov de primeira ordem (HÄGGSTRÖM, 2002). .....	14
Figura 4.2 – Representação esquemática das células da folha de um vegetal. Fonte: Boletim FAO56 (ALLEN et al., 1998). .....	24
Figura 4.3 – Representação da função de utilidade $u(x)$ em relação a x unidades monetárias. Fonte: LINDLEY (1998). .....	37
Figura 4.4 – Distribuição de probabilidade da medida de mérito de duas alternativas de investimento para análise da relação entre valor esperado e risco: (a) a medida de mérito esperada de ambas é a mesma; (b) ambas com o mesmo desvio padrão. (MARCHETTI, 1995). .....	39
Figura 4.5 – Distribuição acumulada de probabilidade da medida de mérito de duas alternativas de investimento para análise da relação entre valor esperado e risco (MARCHETTI, 1995). .....	40
Figura 5.1 – Representação esquemática da metodologia para a análise do rendimento esperado da cultura. ....	43
Figura 5.2 – Localização do município de Cruz Alta (RS) e sua posição relativa no zoneamento agroclimático para a cultura de soja. Fonte: RIO GRANDE DO SUL (1994). .....	46
Figura 5.3 – Representação da matriz de probabilidades de transição segundo a cadeia de Markov de segunda ordem e dois estados (dia chuvoso=1 e dia seco=0). .....	49
Figura 5.4 – Representação da matriz de probabilidades de transição considerando a cadeia de Markov de primeira ordem e dois estados (dia chuvoso=1 e dia seco=0). .....	50
Figura 5.5 – Representação esquemática do procedimento para a geração das séries de evapotranspiração da soja (ETs), sendo: $R_n$ o saldo de radiação solar, IAF o índice de área foliar. ....	58
Figura 5.6 – Representação esquemática do procedimento para geração das séries de evapotranspiração real (ETR) por meio do balanço hídrico climático. ....	64
Figura 5.7 – Fenologia média para cultivares de soja de ciclo de maturação médio em três épocas de semeadura da soja para a região do planalto médio do Rio Grande do Sul: S-V2: da semeadura a 20 dias após, coincidindo com a primeira folha trifoliolada desenvolvida; V2-R1: de V2 ao início da floração; R1-R5: de R1 ao início de enchimento de grãos; R5-R7: de R5 à maturação fisiológica. Fonte: MATZENAUER et al. (1998). .....	67
Figura 5.8 – Representação esquemática do procedimento para geração das séries sintéticas de rendimento esperado de soja por meio do modelo de predição do rendimento. ....	69

Figura 6.1 – Probabilidade de ocorrência de dias chuvosos no período 1/1/1975 a 31/12/1997 em Cruz Alta (RS) e do ajuste à cadeia de Markov de segunda ordem e quanto ao número de termos harmônicos da série de Fourier; sendo: $P_{001}$ , dia chuvoso antecedido por dois dias secos; e $P_{101}$ , dia chuvoso antecedido por dia t-1 seco e dia t-2 chuvoso. ....	73
Figura 6.2 - Probabilidade de ocorrência de dias chuvosos no período 1/1/1975 a 31/12/1997 em Cruz Alta (RS) e do ajuste à cadeia de Markov de segunda ordem e quanto ao número de termos harmônicos da série de Fourier; sendo: $P_{011}$ , dia chuvoso antecedido dia t-1 chuvoso e dia t-2 seco; e $P_{111}$ , dia chuvoso antecedido por dois dias chuvosos. ....	74
Figura 6.3 – Comparação das curvas ajustadas das probabilidades para dias chuvosos $p_{hi1}$ à cadeia de Markov de segunda ordem e à série de Fourier com dois termos harmônicos.....	75
Figura 6.4 - Probabilidade de ocorrência de dias chuvosos no período 1/1/1975 a 31/12/1997 em Cruz Alta (RS) e o ajuste à cadeia de Markov de primeira ordem e quanto ao número de termos harmônicos da série de Fourier. ....	77
Figura 6.5 – Probabilidades $p_{ij}$ da série histórica com o ajuste da precipitação pluvial diária em Cruz Alta (RS) no período 1/1/1975 a 31/12/1997 à cadeia de Markov de primeira ordem e quanto ao número de termos harmônicos da série de Fourier. ....	79
Figura 6.6 – Número de dias chuvosos verificadas na série histórica de precipitação pluvial diária em Cruz Alta (RS) no período de 1/1/1975 a 31/12/1997.....	81
Figura 6.7 – Valores médios de precipitação pluvial no período 1/1/1975 a 31/12/1997 em Cruz Alta (RS) e do ajuste à cadeia de Markov de primeira ordem. ....	83
Figura 6.8 – Precipitação pluvial média diária ao longo do ano para o dia chuvoso antecedido por dia seco — $\mu_{01}(t)$ — da série histórica e de sete séries geradas. ....	86
Figura 6.9 – Precipitação pluvial média diária ao longo do ano para o dia chuvoso antecedido por dia também chuvoso — $\mu_{11}(t)$ — da séries histórica e de sete séries geradas.....	87
Figura 6.10 – Probabilidade de transição de dia seco para dia chuvoso — $p_{01}(t)$ — da série histórica e de sete séries geradas em relação à serie ajustada. ....	88
Figura 6.11 – Probabilidade de transição de dia chuvoso para dia também chuvoso — $p_{11}(t)$ — da série histórica e de sete séries geradas em relação à série ajustada. ....	89
Figura 6.12 – Evapotranspiração da soja ( $\text{mm.} \cdot \text{quinquídio}^{-1}$ ) média das 100 séries de 23 anos e o intervalo de confiança de 95%, em comparação com a média mensal da série histórica em Cruz Alta (RS) estimados para o período 1995 a 1997. ....	91
Figura 6.13 – Relação entre a evapotranspiração da soja quinquidinal média das 100 séries geradas e a evapotranspiração da soja quinquidinal média da série histórica. ....	91
Figura 6.14 – Evapotranspiração real média ( $\text{mm.} \cdot \text{quinquídio}^{-1}$ ) das 100 séries de 23 anos e o intervalo de confiança de 95%, em comparação com a média mensal	

da série histórica em Cruz Alta (RS) estimados para o período 1995 a 1997. ....	92
Figura 6.15 – Relação entre a evapotranspiração real quinqüidinal média das 100 séries geradas e a evapotranspiração real quinqüidinal média da série histórica. ....	93
Figura 6.16 – Rendimento de soja registrados em Cruz Alta (RS) no período 1975/76 a 1996/97, representando a média móvel de três anos e a tendência temporal com uma função quadrática dos rendimentos históricos. ....	95
Figura 6.17 – Rendimento relativo de grãos de soja de ciclo de maturação médio, histórico e calculado no ajuste do modelo de predição do rendimento, segundo o mês de semeadura: (a) outubro, (b) novembro e (c) dezembro, em Cruz Alta (RS) para as safras 1975/76 a 1996/97. ....	96
Figura 6.18 – Rendimento relativo de grãos de soja de ciclo de maturação médio, histórico e calculado no ajuste do modelo de predição do rendimento: (a) considerando os meses de outubro, novembro, dezembro, janeiro, fevereiro, março e abril (b) considerando os meses de janeiro, fevereiro e março, em Cruz Alta (RS) para as safras 1975/76 a 1996/97. ....	98
Figura 6.19 – Séries geradas de rendimento esperado de grãos de soja estimados pelo modelo de predição do rendimento de Jensen associado ao modelo markoviano para a precipitação pluvial. Representação das 100 séries de 22 anos. ....	103
Figura 6.20 – Histograma do rendimento esperado de grãos de soja em 2200 simulações de safra pelo modelo de predição do rendimento associado ao modelo markoviano da precipitação pluvial. ....	105
Figura 6.21 – Distribuição de probabilidade do rendimento esperado de grãos de soja obtido pela simulação de 2200 safras representando a relação entre valor esperado e risco. ....	108
Figura 6.22 – Distribuição acumulada de probabilidade do rendimento esperado de grãos de soja — perfil do risco — obtido pela simulação de 2200 safras indicando a probabilidade de obter o rendimento menor que a leitura indicada no eixo da ordenada. ....	108

## LISTA DE SÍMBOLOS

- ARM<sub>i</sub>: o armazenamento no período i (mm);
- CAD<sub>i</sub>: capacidade disponível de água no solo no período i (mm);
- e<sub>a</sub>: pressão parcial de vapor (kPa);
- e<sub>s</sub>: pressão de saturação de vapor (kPa);
- ET<sub>m</sub>: evapotranspiração máxima (mm.dia<sup>-1</sup>);
- ET<sub>o</sub>: evapotranspiração de referência (mm.dia<sup>-1</sup>, mm.quinqüídio<sup>-1</sup>, mm.mês<sup>-1</sup>);
- ET<sub>s</sub>: evapotranspiração da soja (mm.dia<sup>-1</sup>, mm.quinqüídio<sup>-1</sup>, mm.mês<sup>-1</sup>);
- ETR: evapotranspiração real (mm.quinqüídio<sup>-1</sup>, mm.mês<sup>-1</sup>);
- ETR/ET<sub>m</sub>: consumo relativo de água da planta cultivada (mm.quinqüídio<sup>-1</sup>, mm.mês<sup>-1</sup>);
- exp: simplificação de tipografia para  $e^x$ , função exponencial natural  $f(x) = e^x$ ;
- h: profundidade efetiva do sistema radicular (cm);
- i: períodos do ciclo de desenvolvimento da soja considerados para o ajuste do modelo;
- IAF: índice de área foliar [ $m^2$  (área foliar)  $m^{-2}$  (superfície do solo)];
- Kc: coeficiente de cultura;
- L<sub>i</sub>: negativo acumulado, de água no solo, no período i (mm);
- Markov: referência ao matemático russo Andrei Andreevich Markov (2/5/1856-20/7/1922);
- p<sub>01</sub>: probabilidade de transição de dia t-1 seco para dia t chuvoso;
- p<sub>11</sub>: probabilidade de transição de dia t-1 chuvoso para dia t também chuvoso;
- p<sub>001(t)</sub>: probabilidade de transição de dia t-2 e dia t-1 secos para dia t chuvoso;
- p<sub>101(t)</sub>: probabilidade de transição de dia t-2 chuvoso e dia t-1 seco para dia t chuvoso;
- p<sub>011(t)</sub>: probabilidade de transição de dia t-2 seco e o dia t-1 chuvoso para dia t chuvoso;
- p<sub>111(t)</sub>: probabilidade de transição de dia t-2 e dia t-1 chuvosos para dia t chuvoso;
- P<sub>i</sub>: precipitação pluvial (mm.dia<sup>-1</sup>, mm.quinqüídio<sup>-1</sup>, mm.mês<sup>-1</sup>);
- Y: rendimento de grãos de soja (kg.ha<sup>-1</sup>);
- r<sub>01(t)</sub>: proporção de dias chuvosos no dia t em que o dia t-1 era seco;
- r<sub>11(t)</sub>: proporção de dias chuvosos no dia t em que o dia t-1 era chuvoso;
- r<sub>001(t)</sub>: proporção de dias chuvosos no dia t em que os dois dias anteriores eram secos;
- r<sub>101(t)</sub>: proporção de dias chuvosos no dia t em que o dia t-2 era chuvoso e o dia t-1 era seco;
- r<sub>011(t)</sub>: proporção de dias chuvosos no dia t em que o dia t-2 era seco e o dia t-1 era chuvoso;

- $r_{111}(t)$ : proporção de dias chuvosos no dia  $t$  em que o dia  $t-2$  e o dia  $t-1$  também eram chuvosos;
- $R_n$ : radiação líquida total diária, saldo de radiação solar diária ( $\text{MJ.m}^{-2}\text{dia}^{-1}$ ,  $\text{cal.cm}^{-2}.\text{dia}^{-1}$ );
- $R_s$ : radiação solar global ( $\text{MJ.m}^{-2}\text{dia}^{-1}$ ,  $\text{cal.cm}^{-2}.\text{dia}^{-1}$ );
- $S_i$ : saldo de umidade no solo no período  $i$  (mm);
- $T_{\text{máx}}$ : temperatura máxima diária do ar ( $^{\circ}\text{C}$ );
- $T_{\text{méd}}$ : temperatura média diária do ar ( $^{\circ}\text{C}$ );
- $T_{\text{mín}}$ : temperatura mínima diária do ar ( $^{\circ}\text{C}$ );
- $U_2$ : velocidade do vento a 2m de altura ( $\text{m.s}^{-1}$ );
- $UR_{\text{máx}}$ : umidade relativa máxima diária do ar (%);
- $UR_{\text{méd}}$ : umidade relativa média diária do ar, (%);
- $UR_{\text{mín}}$ : umidade relativa mínima diária do ar (%);
- $Y/Y_m$ : rendimento relativo de grãos em um ano agrícola;
- $Y$ : rendimento esperado de grãos de soja em um ano agrícola ( $\text{kg.ha}^{-1}$ );
- $Y_m$ : rendimento máximo de grãos de soja obtido na região ( $\text{kg.ha}^{-1}$ );
- $\gamma$ : constante psicrométrica igual a  $0,063 \text{ kPa}^{\circ}\text{C}^{-1}$ ;
- $\Delta$ : declividade da curva de pressão de vapor na temperatura do ar ( $\text{kPa}^{\circ}\text{C}^{-1}$ );
- $\eta_i$ : preditor linear;
- $\theta_{cc}$ : umidade volumétrica na capacidade de campo ( $\text{cm}^3.\text{cm}^{-3}$ );
- $\theta_{pm}$ : umidade volumétrica no ponto de murchamento ( $\text{cm}^3.\text{cm}^{-3}$ );
- $\kappa$ : parâmetro de forma que determina o coeficiente de variação  $1/\sqrt{\kappa}$  da distribuição gama;
- $\lambda_i$ : coeficientes que representam a sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico para os  $i$  períodos considerados no ajuste do modelo de predição do rendimento;
- $\mu_{hij}(t)$ : precipitação pluvial média no dia  $t$  (estado  $j=1$ , chuvoso) com o dia  $t-2$  no estado  $h$  ( $h=1$ , chuvoso ou  $h=0$ , seco) e o dia  $t-1$  no estado  $i$  ( $i=1$ , chuvoso ou  $i=0$ , seco), em  $\text{mm.dia}^{-1}$ ;
- $\mu_{ij}(t)$ : precipitação pluvial média no dia  $t$  (estado  $j=1$ , chuvoso) com o dia  $t-1$  no estado  $i$  ( $i=1$ , chuvoso ou  $i=0$ , seco), em  $\text{mm.dia}^{-1}$ ;
- $\rho_a$ : densidade média do ar a pressão constante ( $\text{kg.m}^{-3}$ ).

## 1 INTRODUÇÃO

Nos primórdios do desenvolvimento da civilização, as comunidades humanas, que viviam da caça e da coleta direta da natureza na busca por alimentos, iniciaram os cultivos agrícolas e as criações de animais. A necessidade do conhecimento da época de semeadura das plantas cultivadas estimulou o estudo dos corpos celestes e a elaboração de calendários. As colheitas eram comemoradas e, em muitas comunidades, em diferentes épocas e lugares, adquiriram significado religioso e festivo. Isto originou tradições e ritos. Desde os primeiros passos da agricultura, a colheita representa o sucesso ou insucesso em um contexto que envolve tempo, incerteza e expectativa.

Atualmente, a agricultura praticada com base agronômica é responsável pelo abastecimento de alimentos da numerosa população urbana. As grandes colheitas são obtidas com o contínuo desenvolvimento de estudos acerca das plantas, do solo, do clima, das pragas e das doenças que atingem as culturas agrícolas. A tecnologia aplicada pelo agricultor busca obter os melhores índices de rendimento com custo de produção favorável. O retorno do investimento na atividade agrícola influencia as futuras decisões do agricultor. Envolvido por esta teia de relações, o rendimento dos cultivos agrícolas mantidos sob práticas de manejo racional depende basicamente dos fatores clima, solo, pragas e doenças.

O cultivo da soja [*Glycine max* (L.), Merrill] no Rio Grande do Sul é uma importante atividade econômica. Os resultados da produção de soja influenciam significativamente a economia regional (JACOBSEN, 2003; BISOTTO e FARIAS, 2001). O sucesso ou insucesso das safras ocasiona reflexos econômicos e sociais nos municípios produtores de soja.

A produção de soja, como um investimento em atividade produtiva, envolve problemas de incertezas com o comprometimento definitivo de recursos, sendo impossível reverter decisões tomadas e, também, com o esforço de prever a renda a ser obtida com a colheita. A questão relevante para o produtor é como avaliar a renda esperada em um contexto de incertezas.

O conhecimento agronômico atual possibilita importantes soluções tecnológicas para os fatores solo, praga e doenças com o fim de aumentar o rendimento dos cultivos agrícolas. Mas as condições climáticas condicionam o resultado da produção. A ocorrência de condições climáticas favoráveis tendem a proporcionar o aumento do rendimento das culturas.

Assim, o fator clima, caracterizado pela variabilidade sazonal e interanual, agindo na relação solo-água-plantas-atmosfera, causa incerteza na obtenção do rendimento esperado da cultura para o retorno do investimento na produção de grãos de soja.

Além do risco climático existe o risco econômico devido às oscilações nos preços do produto e dos insumos. Após a colheita, o agricultor estará diante da ação da incerteza quanto ao preço de venda da produção. Para minimizar o risco de preços, existem alguns mecanismos de proteção. Um deles é o sistema “soja verde” que é a venda antecipada da produção pelos produtores ou por cooperativas agrícolas para a agroindústria ou empresas exportadoras. O preço ajustado na negociação é baseado na expectativa de um preço futuro. O lucro do agricultor poderá ser menor se os preços subirem, mas o contrato a termo o protegerá dos prejuízos se os preços caírem. Além deste, existe o sistema de troca de produtos por insumos utilizado pela indústria (BARROS, 1999; GASQUES e VILLA VERDE, 1999). Outra alternativa é a cédula de produto rural (CPR) pela qual o produtor rural, as associações de produtores e as cooperativas podem comercializar a produção antes da colheita de suas culturas e, também a alternativa da operação de mercados futuros pela Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) principalmente com opções, em especial nos contratos de café e de boi gordo (AZEVEDO, 2000).

Desta forma, considerando-se os procedimentos existentes para minimizar os efeitos das variações dos preços do produto e dos insumos agrícolas e, assim, adotando a abordagem da análise da incerteza separando-se a função de comercialização da função de produção (MARCHETTI, 1995, p. 63), depreende-se que o risco climático é o principal fator de incertezas na produção de soja.

Apesar da minimização do risco climático com o zoneamento agroclimatológico, definição de épocas de semeadura de cultivares de soja e prognósticos dos efeitos de eventos El Niño/La Niña (ENOS), continua como questionamento, a incerteza em um horizonte de planejamento definido pelo tempo da vida econômica na qual ocorrem os benefícios e os custos de produção do empreendimento. Isto corresponde ao risco de ocorrência de frustração de safra durante o período esperado de retorno do investimento aplicado na produção da soja.

Diante destas questões que condicionam o rendimento da soja, este estudo adotou como questão norteadora a estimativa da probabilidade de ocorrência de safras inferiores a um valor esperado que possibilite o retorno do investimento na produção de soja. Neste contexto, defende-se a tese da modelagem estocástica da precipitação pluvial associado ao modelo de rendimento de grãos para possibilitar a atribuição de probabilidades a eventos futuros relacionados ao rendimento da soja em Cruz Alta (RS).

## 2 OBJETIVO

### **Geral**

Este trabalho teve como objetivo propor o uso e a associação inovadora de diferentes modelos envolvendo aspectos hidroclimatológicos, agronômicos e econômicos explorando o caráter estocástico da precipitação pluvial como fator básico da análise do risco de produção da soja.

### **Específicos**

- Realizar a modelagem estocástica da precipitação pluvial diária para o município de Cruz Alta (RS) com base no modelo markoviano de STERN e COE (1984);
- Ajustar um modelo de previsão do rendimento de soja de JENSEN (1968) para o município de Cruz Alta (RS);
- Integrar os modelos de precipitação pluvial, de estimativa da evapotranspiração e de previsão do rendimento em uma metodologia que avalia a distribuição de probabilidades do rendimento esperado de soja em Cruz Alta (RS).

### 3 JUSTIFICATIVA

A produção da soja é uma atividade empresarial no contexto do agronegócio, caracterizado por apresentar dependência às condições climáticas que condicionam a sua implantação e o seu manejo, diferentemente, por exemplo, dos processos de produção industrial em que os fatores climáticos causam poucos efeitos.

Na análise da produção de soja ao longo dos anos em que vem sendo cultivada no Rio Grande do Sul, verifica-se a variabilidade anual nos rendimentos da produção de soja. Segundo BISOTTO e FARIAS (2001), a soja é cultivada em 33 microrregiões geográficas do Rio Grande do Sul, representando 371 dos 497 municípios (74,6%) do estado. Na comparação dos rendimentos obtidos nestas microrregiões segundo dados obtidos pela EMATER (2002), constata-se a variabilidade espacial nos rendimentos da produção de soja. As variações interanuais e espaciais na produtividade dos cultivos de soja são ocasionadas pela variação temporal e espacial na distribuição da precipitação pluvial. No estudo da precipitação pluvial e do rendimento médio de soja no Rio Grande do Sul registrados no período 1975/76 a 1994/95, realizado por BERLATO e FONTANA (1999), foi verificada a correlação entre rendimento e o total da precipitação no período janeiro-fevereiro-março de  $r=0,803$  e o coeficiente de correlação para o período dezembro-janeiro-fevereiro-março de  $r=0,856$ ; concluindo que a variabilidade interanual da precipitação pluvial do período de dezembro a março é o principal fator determinante da variabilidade dos rendimentos da soja no Rio Grande do Sul. Segundo BERLATO (1999), no período 1969/70 a 1990/91 os eventos de estiagem que reduziram significativamente a produção agrícola ou que determinaram frustrações de safra ocorreram com uma frequência de 27%. No estudo do zoneamento agrícola e época de semeadura para soja no Rio Grande do Sul, CUNHA et al. (2001) consideram a disponibilidade hídrica o fator limitante para a expressão do potencial de rendimento na cultura de soja no Rio Grande do Sul. A alta frequência de ocorrência de deficiências hídricas e conseqüentes quebras de safras das culturas de grãos de primavera-verão, segundo ÁVILA et al. (1996), pode ser creditado à probabilidade da precipitação pluvial superar a evapotranspiração potencial nos meses de dezembro, janeiro e fevereiro ser inferior a 60%. Estudos como em CUNHA et al. (1998a), MATZENAUER et al. (1998) e MOTA et al. (1996) relacionam o rendimento à variabilidade da distribuição temporal e espacial da precipitação pluvial no Rio Grande do Sul. Os anos com estiagens atingindo os

períodos críticos do desenvolvimento da planta, ocasionando expressiva redução na produtividade dos cultivos agrícolas, são relacionados com a influência da La Niña (fase fria do fenômeno El Niño-Oscilação Sul) citados em estudos realizados por BERLATO e FONTANA (2001), CUNHA (2001), FONTANA e BERLATO (1997) e BERLATO e FONTANA (1996). Portanto, verifica-se que a precipitação pluvial é a variável meteorológica que mais afeta o rendimento da soja no Rio Grande do Sul.

No contexto de incertezas e riscos que envolve a agricultura, o sucesso da colheita na produção da soja é quantificado pelo volume de grãos colhido. Desta forma, a utilização de cultivares de soja que prometem maiores rendimentos sempre atraíram os agricultores. Desde o fim dos anos 90, a soja transgênica têm concentrado a atenção dos sojicultores no Rio Grande do Sul. A cultivar da soja transgênia é denominada tecnicamente de GTS 40-30-2, sendo mais conhecida como “Roundup Ready” ou soja RR. A soja RR apresenta alterações genéticas para tornar-se resistente ao herbicida glifosato. Esta característica permite ao “Roundup”, marca comercial do glifosato comercializado pela Monsanto, ou outra formulação deste herbicida, poder ser utilizado para eliminar as ervas daninhas sem afetar a soja.

Contrariando as expectativas iniciais acerca do aumento do rendimento, essa modificação genética não incrementa a produtividade da cultura. Em um estudo comparativo entre o rendimento da soja convencional e da soja transgênica, ELMORE et al. (2001a) e ELMORE et al. (2001b), realizado em quatro regiões do Nebraska, EUA, demonstraram que o decréscimo de 5% na produtividade estava relacionada com o gene ou com o processo de sua inserção, e outros 5% se davam devido ao diferencial genético dos cultivares. Estes estudos concluíram que o rendimento da soja transgênica RR é menor que a de soja não transgênica. Segundo ANDRIOLI (2002), o que muda é apenas o método de controle de ervas daninhas. Para o autor, a soja “Roundup Ready” não é mais produtiva do que a convencional, pois, com exceção da tolerância ao herbicida, ela não possui nenhuma outra qualidade que possa diferenciá-la da convencional.

O ciclo agrônômico das culturas expõe a atividade de produção agrícola a um conjunto de fatores de risco que o agricultor não tem controle. O comportamento incerto do clima (como excesso ou falta de chuvas, vendavais, geadas e granizo) e de fatores ambientais adversos (como pragas e doenças) aumenta sobremaneira o grau de risco e incerteza na atividade produtiva e dificulta o processo de decisão sobre o tipo de produto, escala de operações e combinação de insumos que gerariam a máxima taxa de retorno dos recursos investidos. Segundo COELHO (2001), para reduzir o grau de risco e incerteza e, portanto,

melhorar a alocação de recursos, os instrumentos de política agrícola usados são: o seguro agrícola, que reduz os riscos de produtividade, e as políticas de preço suporte, que reduzem os riscos de preços. No Brasil, segundo CAFFAGNI e MARQUES (1999), o seguro público de maior alcance territorial é representado pelo Programa de Garantia da Atividade Agropecuária — PROAGRO. Quando da sua criação, os seus objetivos principais eram: exonerar o produtor de obrigações financeiras de crédito rural causado pela diminuição de produção em decorrência de eventos naturais e o incentivo à utilização de tecnologia. Na análise sobre a securidade na agricultura brasileira, ROSSETTI (2001) relata que o desempenho negativo do PROAGRO somente começou a modificar-se a partir da implantação do Projeto de Redução de Riscos Climáticos na Agricultura por parte do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento a partir de outubro de 1995.

O monitoramento das operações securitárias do PROAGRO, no âmbito do Programa de Zoneamento Agrícola do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, segundo ROSSETTI (2001), tem possibilitado alcançar alguns objetivos operacionais. Entre eles são citados: estimação das probabilidades de sinistros agrícolas; distribuição de probabilidades de perdas de safra; implantação de um sistema computacional para cálculo das probabilidades de sinistros agrícolas e das probabilidades de perdas na safra. O autor ressalta que o desenvolvimento e execução dos serviços de monitoramento possibilitarão a definitiva implantação de uma metodologia atuarial adequada, cuja inexistência limita o desenvolvimento da securidade agrícola no Brasil. Segundo o autor, o método deverá ser implementado por meio da elaboração e do uso de modelos matemático-estatísticos não triviais, possibilitando uma revisão profunda dos preceitos atuariais vigentes, visando torná-los adequados à realidade do setor agrícola.

Desta forma, considerando-se o contexto de incertezas e de riscos no empreendimento da produção de soja, a abordagem da probabilidade para a análise do seu rendimento esperado, indicativo do seu sucesso ou insucesso, necessita de séries históricas disponíveis que, na maior parte dos casos, são pequenas. Assim, faz-se necessário a utilização de uma técnica de simulação para a geração de valores de rendimento com a finalidade de possibilitar a sua inferência estatística.

Justifica-se, assim, a necessidade de analisar-se estocasticamente a precipitação pluvial e a sua implicação na probabilidade do rendimento da soja ser menor que o valor mínimo de aceitação para retorno do investimento no empreendimento de produção de grãos.

## 4 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Esta revisão bibliográfica forneceu a fundamentação teórica dos conceitos envolvidos na proposta de estudar a distribuição de probabilidade do rendimento esperado de grãos de soja com base nas condições meteorológicas. Adotou-se a abordagem probabilística da precipitação pluvial, dada a sua natureza aleatória, e considerou-se o processo de transferência da água do solo para a atmosfera através da planta ser regido por leis físicas e por fenômenos biológicos, para possibilitar a inferência estatística do rendimento e do risco de ocorrer um valor de rendimento menor que o valor equivalente ao custo de produção para o retorno do investimento no agronegócio da soja. O Item 4.1 trata dos aspectos da modelagem da precipitação pluvial. No Item 4.2 considera-se a evapotranspiração como a variável que reflete as condições do solo, da planta e da atmosfera. O modelo de predição do rendimento para estimativa do rendimento esperado de soja é o tema do Item 4.3. O Item 4.4 discute o conceito de risco e de incerteza e apresenta a abordagem probabilística para a quantificação do risco.

### 4.1 Modelagem da precipitação pluvial

O planejamento das atividades agrícolas é dependente das condições meteorológicas sendo, no caso do cultivo da soja no Rio Grande do Sul, principalmente da precipitação pluvial. Desta forma, a otimização do planejamento dessas atividades terá maior êxito se for fundamentado nas características da precipitação pluvial obtidas a partir da análise dos seus registros históricos. No caso da necessidade de séries longas de dados para essa finalidade, utilizam-se técnicas de simulação para a geração de valores de precipitação pluvial. Estudos analisando as técnicas de modelagem e de simulação de valores de precipitação pluvial com fins de planejamento agrícola foram conduzidos, entre outros, por HERNANDEZ et al. (2003), ANDRADE JÚNIOR et al. (2001), PEITER et al. (1999), PEITER (1998), SOUSA e PERES (1998), GENNEVILLE e BOCK (1983), STERN e COE (1982).

Modelos com base física e matemática têm sido desenvolvidos para simular a precipitação pluvial. A complexidade do processo de formação da precipitação pluvial tende a

limitar o uso de modelos com base física. Os modelos com base matemática consideram a precipitação pluvial como um processo aleatório, e simulam as seqüências de chuvas preservando as características estatísticas da série histórica, resultando em modelos conhecidos como modelos estocásticos.

Modelos estocásticos têm sido propostos para simular a precipitação pluvial e, segundo DURBAN e GLASBEY (2001), citam-se (a) aqueles baseados em processos pontuais (por exemplo: modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis, modelo de pulsos retangulares de Neyman-Scott); (b) aqueles formados por dois estágios, primeiro um processo binário chuvoso/seco (por exemplo: processo de Markov) e, segundo, a distribuição gama, a exponencial, Weibull ou exponencial mista para o período chuvoso; e (c) aqueles que aplicam uma transformação na distribuição de probabilidades para obter a normalidade (por exemplo: modelos Gaussianos, modelos de regressão simples e múltipla).

Outra classificação é feita por SHARMA e LALL (1999) que consideram modelos tradicionais, ou paramétricos, aqueles baseados na suposição da forma da densidade de probabilidade e os modelos não-paramétricos, que não requerem essa suposição; em vez disso, usam os dados históricos para caracterizar a função de densidade de probabilidade. Os modelos de simulação de precipitação pluvial tendem a reproduzir somente poucos aspectos que caracterizam a chuva. Segundo estes autores, a tentativa de desenvolver aproximações que sejam capazes de simular seqüências representativas dos processos históricos resulta em modelos com excessivo número de parâmetros.

Um modelo estocástico, segundo HAAN (1977), é um modelo probabilístico que possui parâmetros obtidos a partir dos dados históricos. No desenvolvimento de um modelo estocástico é assumido que os dados são resultantes de um processo aleatório ou que envolvem possibilidades. Segundo o autor, não é possível declarar precisamente os valores que os dados assumirão em dado momento futuro, mas possibilitará fazer avaliações de probabilidade relativos aos valores futuros dos dados.

A característica aleatória da chuva e a necessidade de métodos baseados na teoria de probabilidades aplicados à solução de problemas práticos é discutido por CLARKE (1998). Para o autor, o reconhecimento da aleatoriedade inerente aos processos geradores do ciclo hidrológico e do fato de que os valores medidos necessitam ser considerados como valores observados de variáveis aleatórias, desta forma, ocorre duas aproximações para a descrição dos processos físicos — duas classes de modelos — úteis para fazer predições sobre o comportamento futuro de variáveis medidas nas ciências hidrológicas. A primeira é a classe dos modelos de séries temporais, que procuram descrever, geralmente sob bases empíricas, as

características estatísticas de uma variável ou das relações entre duas ou mais variáveis, quando estes são observados em intervalos de tempo iguais. O segundo grupo de modelos, modelos estocásticos, pode ser definido como os que expressam, em termos de probabilidades, que as variáveis aleatórias assumem valores particulares ou que variam entre limites especificados. Este segundo grupo de modelos é expresso em termos da probabilidade em que as variáveis aleatórias assumem um estado particular. Para CLARKE (1998), a distinção entre os dois grupos de modelos — modelos de séries temporais e modelos estocásticos — é mais uma conveniência que indicativo de uma clara diferença. Frequentemente podem ser expressos modelos estocásticos em forma de séries temporais.

Vários modelos têm sido utilizados nos estudos de modelagem da precipitação pluvial. A associação da cadeia de Markov com o modelo de Bartlett-Lewis foi proposto por GYASI-AGYEI e WILLGOOSE (1999). A equação de regressão múltipla com desvio absoluto mínimo foi utilizada por NNANJI (2001) como modelo para estimativa da precipitação pluvial na região agro-ecológica da savana da Nigéria. A técnica de redes neurais foi aplicada por SHAMSELDIN (1997) para a modelagem da relação precipitação pluvial-escoamento superficial. A modelagem de precipitações com escala de tempo menor que um dia geralmente utilizam modelos de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis, como no estudo de SMITHERS et al. (2002), processos de Neyman-Scott, como em CALENDIA e NAPOLITANO (1999). DAMÉ (2001) utilizou o modelo Bartlett-Lewis de pulsos retangulares modificado para simular a precipitação com duração igual a quinze minutos. O estudo realizado por BACK (1997) determinou a precipitação pluvial efetiva e a necessidade de irrigação para as culturas do milho e feijão e ajustou um modelo para desagregar dados diários de precipitação pluvial em dados horários. Para este fim foi adotado o modelo de pulsos retangulares de Bartlett-Lewis para a simulação das séries de chuva horária. Outros estudos citados na literatura, adotam modelos estocásticos fundamentados por processos de cadeia de Markov.

Os modelos estocásticos baseados em uma série binária discreta consideram a chuva definida por dois processos aleatórios: a ocorrência ou não de chuva (denotando se o dia é seco ou chuvoso) e a quantidade da precipitação pluvial ocorrida no dia chuvoso. A ocorrência de chuva foi modelada por STERN e COE (1984) como um processo de Markov, em que o estado (chuvoso ou seco) do dia atual e dos dias antecedentes decidem o estado do dia seguinte. As probabilidades de transição da cadeia de Markov têm sido reescritas como um modelo linear generalizado (MLG) que, segundo SHARMA e LALL (1999), proporciona a simplificação dos procedimentos para a estimativa dos parâmetros do modelo, facilitando a

sua utilização nos programas estatísticos que incorporam módulos para MLG. Uma vez classificado o dia como chuvoso, a quantidade precipitada é simulada. A quantidade de chuva tem sido caracterizada por distribuições como a exponencial, exponencial mista gama, gama modificada, Gumbel e Weibull.

A cadeia de Markov de primeira ordem foi utilizada por WALLIS e GRIFFITHS (1997) para verificar os dias chuvosos e dias secos, sendo que a quantidade de chuva foi simulada por uma distribuição gama de dois parâmetros. Um procedimento para relacionar um modelo de precipitação pluvial markoviano foi desenvolvida por JONES e THORNTON (1999) para relacionar espacialmente os dados climáticos mensais. Nesse estudo, os autores apresentaram o método para determinar os coeficientes do modelo de precipitação pluvial baseado na cadeia de Markov de terceira ordem. Uma outra abordagem foi utilizada por BRILLINGER et al. (2000) que estudaram a associação da cadeia de Markov e a técnica de ondeletas (*wavelet*) para tratar processos não estacionários. O estudo considerou que a probabilidade de transição,  $P_{ab}(t)$ , do movimento do estado a para o estado b são expressas por um preditor linear em t por meio da expansão ondeletas e funções de ligação baseado em modelos lineares generalizados.

As probabilidades de ocorrência de períodos secos e chuvosos em Pentecoste, CE, a partir de uma série de 23 anos de dados diários de precipitação foram estimadas através da cadeia de Markov por VIANA et al. (2002). Com o objetivo de simular a precipitação pluviométrica diária para as regiões de Parnaíba e Teresina, PI, através de uma planilha eletrônica, ANDRADE JÚNIOR et al. (2001), representou a ocorrência da precipitação através da cadeia de Markov, enquanto a sua magnitude foi estimada pelas funções de distribuição de probabilidades gama e empírica.

O estudo do regime de precipitação pluvial na Amazônia e sua relação com o desmatamento e temperatura da superfície do mar realizado por PAIVA (1996) utilizou a modelagem estocástica da precipitação pluvial proposta por STERN e COE (1984). Nesse estudo a ocorrência de precipitação pluvial foi avaliada através da cadeia de Markov de dois estados e de primeira ordem e a quantidade de chuva foi representada pela distribuição gama.

Um modelo markoviano descrevendo a ocorrência de precipitação e a quantidade precipitada, pela distribuição gama, foi ajustado aos dados diários de Piracicaba (SP) por SANSIGOLO (1988). A influência da variação sazonal na localidade em estudo, foi representada pela série de Fourier e condicionando às probabilidades de transição entre os estados seco e chuvoso em um dado dia e as médias de precipitação da função gama.

A série temporal de precipitação pluvial tem um comportamento marcadamente sazonal. A sazonalidade tem sido tradicionalmente representada de duas formas. Na primeira forma, alguns pesquisadores impõem a tendência sazonal nos parâmetros que descrevem o modelo como, por exemplo, o ajuste polinomial, o ajuste à série de Fourier para cada parâmetro do modelo. Como segunda forma, modelos distintos são ajustados para cada período do ano dividido de acordo com as características climatológicas consideradas no estudo (SHARMA e LALL, 1999).

A utilização de modelos markovianos apresenta vantagens e limitações de acordo com a finalidade da modelagem. Para modelagem de precipitação pluvial horária da chuva, KATZ e PARLANGE (1995), recomendam o ajuste de modelos de cadeia de Markov de maiores ordens. Segundo GYASI-AGYEI e WILLGOOSE (1999), o excesso de parâmetros tem sido considerado como um inconveniente dos modelos markovianos, que sofre acréscimo com o aumento da ordem da cadeia. Para a escala de tempo diário, baseado em cadeia de Markov de menores ordens, o modelo possui parcimônia na quantidade de parâmetros para a descrição do processo de precipitação pluvial.

A característica dos modelos estocásticos baseados em uma série binária discreta, um processo markoviano, é a de considerar a chuva definida por dois processos aleatórios distintos — um processo representado pelo modelo para a ocorrência ou não de chuva e outro processo representado pelo modelo para a quantidade da precipitação pluvial ocorrida no dia chuvoso.

A escala de tempo adotada na modelagem da precipitação pluvial geralmente é a diária. Para CHAPMAN (1998), as seqüências mensais ou mesmo anuais podem ser adequadas, mas os maiores esforços têm sido empregadas no desenvolvimento de modelos para o intervalo de tempo em que a chuva é usualmente observada, que é a diária. Segundo CONNOLLY (1998), o planejamento de sistemas de cultivo agrícola não têm demandado registros detalhados de intensidade de precipitação pluvial, sendo os dados de precipitação pluvial diários adequados para esse uso.

#### **4.1.1 Modelo de ocorrência da precipitação pluvial diária**

Os modelos de ocorrência de precipitação pluvial que determinam a seqüência de dias secos e dias chuvosos, segundo CHAPMAN (1998), apresentam-se em dois tipos principais: os baseados na cadeia de Markov e os baseados em processos alternativos. Os modelos markovianos especificam o estado de cada dia como seco ou chuvoso e desenvolvem

uma relação entre o estado do dia atual e os estados dos dias anteriores. O número de dias antecedentes considerados no modelo define a ordem da cadeia de Markov. Os modelos de ocorrência de precipitação pluvial alternativos aos modelos markovianos consideram distribuições de probabilidade para os comprimentos de períodos chuvosos e períodos secos. Nestes modelos é assumido que os intervalos são independentes e que as distribuições podem ser diferentes entre os períodos secos e chuvosos. Entre as distribuições mais usadas estão a distribuição binomial negativa truncada (BUISHAND, 1978) e a distribuição geométrica truncada (ROLDAN e WOOLHISER, 1982).

Para WILKS (1999), um modelo estatístico para ocorrência de precipitação pluvial diária a ser considerado é o processo de Markov de dois estados (ocorre precipitação pluvial ou não ocorre precipitação pluvial) e de primeira ordem (a probabilidade de precipitação pluvial depende somente do que ocorreu no dia anterior). Continuando, WILKS (1999), considera que a cadeia de Markov de primeira ordem é um modelo de dois parâmetros que pode ser definida em termos de duas probabilidades de transição:

$$p_{01} = \Pr\{\text{chuvoso no dia } t \mid \text{seco no dia } t-1\} \quad (4.1)$$

e

$$p_{11} = \Pr\{\text{chuvoso no dia } t \mid \text{chuvoso no dia } t-1\} \quad (4.2)$$

Como a precipitação pluvial pode ocorrer ou não em um dado dia, as duas probabilidades de transição complementares são  $p_{00} = 1 - p_{01}$  e  $p_{10} = 1 - p_{11}$ .

O conceito de cadeia de Markov está fundamentado na seqüência de Bernoulli. Segundo CLARKE (1998), no caso de um evento possuir dois resultados possíveis,  $Y=1$  para sucesso e  $Y=0$  para fracasso, a ocorrência do resultado do  $i$ -ésimo evento considerado como independente dos resultados anteriores, origina a série de Bernoulli independente simples.

Conforme CLARKE (1998), a independência da ocorrência dos eventos de chuva pode ser questionada em função da causa da precipitação pluvial. Se a chuva de ontem foi causada pela passagem lenta de um sistema frontal, é mais provável que chova hoje também; e se ontem estava seco por causa de condições meteorológicas altamente estáveis, é muito provável que não choverá hoje. Considerando a ocorrência de chuva ( $Y=1$ ) e a não ocorrência de chuva ( $Y=0$ ) em um determinado dia, a sucessão de 0's e 1's origina uma série de Bernoulli dependente, formando uma relação que envolve probabilidades condicionais, representado por:

$$P[(Y_t = 0) \cap (Y_{t-1} = 1)] = P[Y_t = 0 | Y_{t-1} = 1] \cdot P[Y_{t-1} = 1] \quad (4.3)$$

resultando em:

$$\begin{aligned} & P[(Y_t = k_t) \cap (Y_{t-1} = k_{t-1}) \cap (Y_{t-2} = k_{t-2}) \dots \cap (Y_0 = k_0)] \\ &= P[(Y_t = k_t) | (Y_{t-1} = k_{t-1}) \cap (Y_{t-2} = k_{t-2}) \dots \cap (Y_0 = k_0)] \cdot \\ & \quad P[(Y_{t-1} = k_{t-1}) | (Y_{t-2} = k_{t-2}) \dots \cap (Y_0 = k_0)] \dots \cdot \\ & \quad P[(Y_t = k_t) | (Y_0 = k_0)] \cdot P[Y_0 = k_0] \end{aligned} \quad (4.4)$$

Porém, ao considerar que toda a história passada da seqüência  $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_0$  pode ser descrita pelo valor assumido pela variável aleatória  $Y$  no tempo  $t-1$ , a expressão anterior (Equação 4.4), pode ser simplificada para:

$$\begin{aligned} & P[(Y_t = k_t) \cap (Y_{t-1} = k_{t-1}) \cap (Y_{t-2} = k_{t-2}) \dots \cap (Y_0 = k_0)] \\ &= P[(Y_t = k_t) | (Y_{t-1} = k_{t-1})] \cdot \\ & \quad P[(Y_{t-1} = k_{t-1}) | (Y_{t-2} = k_{t-2})] \dots \cdot \\ & \quad P[(Y_t = k_t) | (Y_0 = k_0)] \cdot P[Y_0 = k_0] \end{aligned} \quad (4.5)$$

de forma que o conhecimento do sistema no tempo  $t-1$  fornece a história do processo para o tempo  $t$  resultando em um processo de Markov de primeira ordem.

Portanto, considerando uma cadeia de Markov de primeira ordem, basicamente o conhecimento do sistema no tempo  $t-1$  descreve a história do processo até o tempo  $t$ ; isto é, o conhecimento do sistema no tempo  $t$  condicionado pelo conhecimento de como o sistema estava no tempo  $t-1, t-2$ , é simplesmente igual ao conhecimento do sistema no tempo  $t$  condicionado pelo conhecimento do estado no tempo  $t-1$ . Os dias são considerados como secos ou chuvosos, então os valores 0 e 1 assumidos pela variável aleatória  $Y_t$  são os estados do processo. Conforme CLARKE (1998), a variável aleatória  $Y_t$  faz transições entre os estados e estas transições têm probabilidades condicionais representadas por:

$$\begin{aligned} & P[(Y_t = k_t) | (Y_{t-1} = k_{t-1}) \cap (Y_{t-2} = k_{t-2}) \dots \cap (Y_0 = k_0)] \\ &= P[(Y_t = k_t) | (Y_{t-1} = k_{t-1})] \end{aligned} \quad (4.6)$$

que podem ser descritas por uma matriz de probabilidades de transição da forma:

$$P = \begin{bmatrix} P[(Y_t = 0) | Y_{t-1} = 0] & P[(Y_t = 1) | Y_{t-1} = 0] \\ P[(Y_t = 0) | Y_{t-1} = 1] & P[(Y_t = 1) | Y_{t-1} = 1] \end{bmatrix} \quad (4.7)$$

Assumindo que as probabilidades condicionais na Equação 4.7 não mudem ao longo do tempo, a matriz  $P$  de probabilidades de transição pode ser escrita em termos de constantes  $p_{00}$ ,  $p_{01}$ ,  $p_{10}$  e  $p_{11}$  da seguinte forma:

$$P = \begin{matrix} & \text{estado no tempo } i \\ \text{estado no tempo } i - 1 & \begin{bmatrix} p_{00} & p_{01} \\ p_{10} & p_{11} \end{bmatrix} \end{matrix} \quad (4.8)$$

Uma forma de representar graficamente as probabilidades de transição de uma cadeia de Markov é o gráfico de transição. O método é utilizado por HÄGGSTRÖM (2002) sendo que os nós representam os estados da cadeia de Markov e as flechas entre os nós representam as probabilidades de transição. Desta forma, a matriz  $P$  de probabilidades de transição considerando a ocorrência de chuva (dia chuvoso=1) e a não ocorrência de chuva (dia seco=0) está representada pelo gráfico de transição na Figura 4.1.

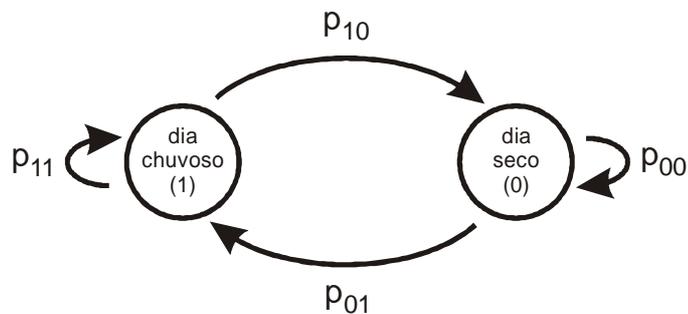


Figura 4.1 – Representação gráfica da matriz  $P$  de probabilidades de transição considerando a ocorrência de precipitação pluvial (dia chuvoso=1) e a não ocorrência (dia seco=0) segundo a cadeia de Markov de primeira ordem (HÄGGSTRÖM, 2002).

A probabilidade do sistema estar em um estado particular no tempo  $t$  depende do estado ocorrido no tempo  $t-1$ , resultando conseqüentemente na cadeia de Markov de primeira ordem. Admite-se, porém, a possibilidade do estado no tempo  $t$  não depender apenas do que

aconteceu no dia anterior, mas também nos dois, ou mais dias precedentes. Ao considerar o estado do tempo nos dois dias anteriores, obtém-se:

$$\begin{aligned} & P[(Y_t = k_t) | (Y_{t-1} = k_{t-1}) \cap (Y_{t-2} = k_{t-2}) \dots (Y_0 = k_0)] \\ & = P[(Y_t = k_t) | (Y_{t-1} = k_{t-1}) \cap (Y_{t-2} = k_{t-2})] \end{aligned} \quad (4.9)$$

que origina uma cadeia de Markov de segunda ordem. Semelhantemente, generalizações para cadeias de Markov de ordens maiores são possíveis. De acordo com WILKS (1999), considerando  $J_t = 0$  se o dia  $t$  é seco e  $J_t = 1$  se o dia  $t$  é chuvoso, a cadeia de Markov de segunda e terceira ordem são definidas por:

$$p_{hij} = P\{J_t = j | J_{t-1} = i, J_{t-2} = h\} \quad (4.10)$$

e

$$p_{ghij} = P\{J_t = j | J_{t-1} = i, J_{t-2} = h, J_{t-3} = g\} \quad (4.11)$$

sendo:  $g, h, i, j = \{0, \text{ para o dia seco e } 1, \text{ para o dia chuvoso}\}$ .

O número de parâmetros necessários para caracterizar a cadeia de Markov de dois estados aumenta exponencialmente com a ordem do processo, segundo WILKS (1999), que é de  $2^2 = 4$  para dependência de segunda ordem,  $2^3 = 8$  para a dependência de terceira ordem, portanto, sendo em geral de  $2^k$  para  $k$ -ésima ordem.

A aplicação da cadeia de Markov de segunda ordem ao registro de precipitação pluvial diária ocorrida em  $N$  anos é descrita em CLARKE (1998). O ajuste é feito para a seqüência de 0's e 1's, representando dias secos e dias chuvosos respectivamente, considerando-se que a ocorrência do estado  $j$  ( $j=0$  ou  $j=1$ ) no dia  $t$  depende da ocorrência do estado  $i$  ( $i=0$  ou  $i=1$ ) no dia  $t-1$  e também da ocorrência do estado  $h$  ( $h=0$  ou  $h=1$ ) no dia  $t-2$ . CLARKE (1998) considera que, com este procedimento, obtém-se  $N$  trios  $h,i,j$  com  $h,i,j$  tomando os valores 0 ou 1, que descrevem os estados do tempo no dia  $t$ , no dia  $t-1$  e no dia  $t-2$  para os  $N$  anos considerados para o ajuste. Dessa forma, considerando  $n_{hij}(t)$  como o número de anos em  $N$  anos do registro histórico em que o dia  $t$  possuía o estado  $j$  dado o dia  $t-1$  com estado  $i$  e o dia  $t-2$  com estado  $h$ , configura-se oito possíveis combinações para o dia  $t$ , quais sejam,  $n_{000}(t)$ ,  $n_{001}(t)$ ,  $n_{010}(t)$ ,  $n_{011}(t)$ ,  $n_{100}(t)$ ,  $n_{101}(t)$ ,  $n_{110}(t)$  e  $n_{111}(t)$ . A proporção observada de dias chuvosos no dia  $t$  em que os dois dias anteriores eram secos é dado por:

$$r_{001}(t) = \frac{n_{001}(t)}{n_{000}(t) + n_{001}(t)} \quad (4.12)$$

representando-se de forma semelhante para as proporções:

$r_{011}(t)$ , em que o dia t-2 era seco e o dia t-1 era chuvoso;

$r_{101}(t)$ , em que o dia t-2 era chuvoso e o dia t-1 era seco;

$r_{111}(t)$ , em que o dia t-2 era chuvoso e o dia t-1 também era chuvoso.

Desta forma são calculadas as quatro proporções  $r_{hij}(t)$  para os t dias do ano, portanto, para  $t=1, \dots, 365$ , considerado o estado  $j=1$ , dado que o dia t é chuvoso.

A sazonalidade da precipitação pluvial pode ser representada pela incorporação de uma função harmônica do tempo. Conforme descrito por STERN e COE (1984) e CLARKE (1998), as seqüências de Markov são ajustados a um modelo linear generalizado (MLG) com um preditor linear  $\eta$  definido por

$$\eta_i = \sum_j \beta_j x_{ij} \quad , i = 1, 2, \dots, N \quad (4.13)$$

sendo  $x_{ij}$  a variável explicativa. Para representar a variação sazonal, a variável explicativa é definida pela função harmônica do tempo, também chamada de série de Fourier:

$$\begin{aligned} x_{i1} &= \cos(2\pi i / T) & x_{i2} &= \sin(2\pi i / T) \\ x_{i3} &= \cos(4\pi i / T) & x_{i4} &= \sin(4\pi i / T) \end{aligned} \quad (4.14)$$

sendo  $T=365$  para dados observados em intervalos diários e utilizada a função de ligação da forma:

$$g(\mu_j) = \ln(\mu_j / (1 - \mu_j)) \quad (4.15)$$

Portanto, um modelo de regressão logística caracterizado pela função de ligação *logit*,  $g(\mu) = \ln(\mu / (1 - \mu))$ .

O modelo linear generalizado, segundo McCULLAGH E NELDER (1989), é caracterizado por uma distribuição de probabilidade para a variável resposta que pertença à família exponencial de distribuições, um conjunto de variáveis explicativas (independentes)

que suportam a estrutura linear do modelo, e uma função de ligação entre a média da variável resposta e a estrutura linear. Portanto, o modelo linear generalizado, segundo os autores citados, são definidos, considerando  $Y_1, \dots, Y_n$  variáveis aleatórias, cada uma com função de densidade ou de probabilidade na família exponencial, expressada por

$$f(y_i; \theta_i, \phi) = \exp[\{y_i \theta_i - b(\theta_i) + c(y_i)\} + a(y_i, \phi)] \quad (4.16)$$

sendo:

$$E\{Y_i\} = db(\theta_i)/d\theta_i, \text{ denotado por } \mu_i,$$

$$\text{var}\{Y_i\} = \phi^{-1}V_i, \text{ } V_i = d\mu_i/d\theta_i \text{ é a função de variância,}$$

$\theta = \theta(\beta)$  é o parâmetro canônico e

$\phi$  é o parâmetro de dispersão ( $\phi > 0$ ) que, em geral, é desconhecido ( $i=1, 2, \dots, n$ ),

e pelo componente sistemático:

$$g(\mu_i) = \eta_i \quad (4.17)$$

sendo:

$$\eta_i = x_i^T \beta \text{ o preditor linear,}$$

$g(\mu_i)$  a função de ligação.

A modelagem da ocorrência de precipitação pluvial visa representar o padrão de variação ao longo do ano através de um modelo com o menor número de parâmetros. Conforme CLARKE (1998), uma aproximação adequada para a cadeia de Markov é ajustar as quatro proporções  $r_{hi}(t)$  às funções harmônicas do tempo  $[\cos(2\pi t/365), \sin(2\pi t/365), \cos(4\pi t/365), \sin(4\pi t/365), \dots]$  usando a teoria da regressão logística para decidir quando a inclusão de mais termos não proporciona uma melhoria significativa no ajuste.

Considerando o modelo de cadeia de Markov de segunda ordem, portanto assumindo as proporções dadas por  $r_{001}(t)$ ,  $r_{011}(t)$ ,  $r_{101}(t)$  e  $r_{111}(t)$ , o melhor ajuste, exemplificando o caso de  $p_{001}(t)$ , é considerar o numerador  $n_{001}(t)$  como o número de sucessos de uma amostra de Bernoulli de tamanho  $n_{000}(t)+n_{001}(t)$  com a probabilidade de sucesso  $p_{001}(t)$ . A premissa da probabilidade  $p_{001}(t)$  ter valores entre 0 e 1 pode ser descrito quando

$$p_{001}(t) = \frac{\exp[g_{001}(t)]}{1 + \exp[g_{001}(t)]} \quad (4.18)$$

sendo  $g_{001}(t)$  uma função linear de parâmetros  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots$ , da forma

$$\begin{aligned} g_{001}(t) = & \beta_0 + \beta_1 \cos(2\pi t / 365) + \beta_2 \sin(2\pi t / 365) + \\ & + \beta_3 \cos(4\pi t / 365) + \beta_4 \sin(4\pi t / 365) + \\ & + \beta_5 \cos(6\pi t / 365) + \beta_6 \sin(6\pi t / 365) + \dots \end{aligned} \quad (4.19)$$

Conforme CLARKE (1998), desta forma o valor  $p_{001}(t)$  assume valores entre os limites 0 e 1 para todo  $t, t=1, 2, \dots, 365$ . Simplificando as equações 4.18 e 4.19 obtém-se a regressão logística da forma

$$\begin{aligned} \ln \left[ \frac{p_{001}(t)}{1 - p_{001}(t)} \right] = & \beta_0 + \beta_1 \cos(2\pi t / 365) + \beta_2 \sin(2\pi t / 365) + \\ & + \beta_3 \cos(4\pi t / 365) + \beta_4 \sin(4\pi t / 365) + \\ & + \beta_5 \cos(6\pi t / 365) + \beta_6 \sin(6\pi t / 365) + \dots \end{aligned} \quad (4.20)$$

Este procedimento é repetido para as demais proporções  $r_{011}(t), r_{101}(t)$  e  $r_{111}(t)$  com a finalidade de estimar as probabilidades  $p_{011}(t), p_{101}(t)$  e  $p_{111}(t)$

A dependência do tempo é representada pelas probabilidades  $p_{001}(t), p_{011}(t), p_{101}(t)$  e  $p_{111}(t)$ . Portanto, as demais relações são representadas por:

$$\begin{aligned} \ln \left[ \frac{p_{011}(t)}{1 - p_{011}(t)} \right] = & \beta_0 + \beta_1 \cos(2\pi t / 365) + \beta_2 \sin(2\pi t / 365) + \\ & + \beta_3 \cos(4\pi t / 365) + \beta_4 \sin(4\pi t / 365) + \\ & + \beta_5 \cos(6\pi t / 365) + \beta_6 \sin(6\pi t / 365) + \dots \end{aligned} \quad (4.21)$$

$$\begin{aligned} \ln \left[ \frac{p_{101}(t)}{1 - p_{101}(t)} \right] = & \beta_0 + \beta_1 \cos(2\pi t / 365) + \beta_2 \sin(2\pi t / 365) + \\ & + \beta_3 \cos(4\pi t / 365) + \beta_4 \sin(4\pi t / 365) + \\ & + \beta_5 \cos(6\pi t / 365) + \beta_6 \sin(6\pi t / 365) + \dots \end{aligned} \quad (4.22)$$

$$\ln\left[\frac{p_{111}(t)}{1-p_{111}(t)}\right] = \beta_0 + \beta_1 \cos(2\pi t/365) + \beta_2 \sin(2\pi t/365) + \\ + \beta_3 \cos(4\pi t/365) + \beta_4 \sin(4\pi t/365) + \\ + \beta_5 \cos(6\pi t/365) + \beta_6 \sin(6\pi t/365) + \dots \quad (4.23)$$

O ajuste de um modelo ao conjunto de dados  $y$  observados pode ser expressado como forma de definir o conjunto de valores  $\hat{y}$  estimados por um modelo com quantidade de parâmetros relativamente pequeno. A diferença entre  $y$ 's e  $\hat{y}$ 's torna-se questão importante, de forma que elas são consideradas toleráveis ou não.

Assim, admitindo-se uma combinação satisfatória da distribuição da variável resposta e da função de ligação, o objetivo é determinar quantos termos são necessários na estrutura linear para uma descrição razoável dos dados. Portanto, dadas  $n$  observações, podem ser ajustados modelos contendo até  $n$  parâmetros. Desta forma, existem dois modelos lineares generalizados que são casos limites no procedimento de ajustamento: o modelo nulo e o modelo saturado. O modelo nulo tem um único parâmetro representativo para todos os  $y$ 's e considera que toda a variação nos dados é devida à componente aleatória. Já o modelo saturado tem  $n$  parâmetros, um para cada observação  $y$  e ajusta-se exatamente aos dados, isto é, as estimativas das médias são iguais às próprias observações e toda variação é devida à componente sistemática. O problema é determinar a utilidade de um parâmetro extra no modelo corrente (sob pesquisa) ou, então, verificar a falta de ajuste induzida pela omissão dele. A fim de discriminar entre modelos, medidas de discrepância devem ser introduzidas para medir o ajuste de um modelo (DEMÉTRIO, 2002).

Uma medida da adequação do modelo é feita com base na função *deviance* (CLARKE, 1998; NELDER e WEDDERBURN, 1972). Na literatura pertinente em língua portuguesa o termo *deviance* é traduzido para 'função desvio', mas em publicações como DEMÉTRIO (2002) é mantido o termo *deviance*. Neste estudo será assumido o termo deviança. A expressão é representada por:

$$S_p = 2(\hat{\ell}_n - \hat{\ell}_p) \quad (4.24)$$

sendo  $\hat{\ell}_n$  e  $\hat{\ell}_p$  os máximos do logaritmo da função de verossimilhança para os modelos saturado e corrente (sob pesquisa), respectivamente. Conforme DEMÉTRIO (2002), considerando-se o logaritmo da função de verossimilhança, temos que:

$$\hat{\ell}_n = \frac{1}{\phi} \sum_{i=1}^n \{w_i [y_i \tilde{\theta}_i - b(\tilde{\theta}_i)] + c(y_i; \phi)\} \quad (4.25)$$

e

$$\hat{\ell}_p = \frac{1}{\phi} \sum_{i=1}^n \{w_i [y_i \hat{\theta}_i - b(\hat{\theta}_i)] + c(y_i; \phi)\} \quad (4.26)$$

sendo  $\tilde{\theta}_i = \tilde{\theta}_i(y_i)$  e  $\hat{\theta}_i = \hat{\theta}_i(\hat{y}_i)$ , as estimativas do parâmetro canônico sob os modelos saturado e corrente, respectivamente. Desta forma, então,

$$S_p = \frac{1}{\phi} \sum_{i=1}^n 2w_i \{y_i [\tilde{\theta}_i - \hat{\theta}_i] - b(\tilde{\theta}_i) + b(\hat{\theta}_i)\} = \frac{1}{\phi} D_p \quad (4.27)$$

em que  $S_p$  é chamada *scaled deviance* e  $D_p$ , deviança. Pode-se, ainda escrever

$$S_p = \frac{1}{\phi} \sum_{i=1}^n d_i^2 \quad (4.28)$$

sendo que  $d_i^2$  mede a diferença dos logaritmos das funções de verossimilhanças observada e ajustada para a observação correspondente e é chamado componente da deviança. Segundo DEMÉTRIO (2002), a soma deles mede a discrepância total entre as duas funções de verossimilhanças. É portanto, uma medida da distância dos valores ajustados  $\hat{y}$ 's em relação aos dados observados  $y$ 's, ou de forma equivalente, do modelo corrente em relação ao modelo saturado. Verifica-se que a deviança equivale a uma constante menos duas vezes o máximo da função de verossimilhança para o modelo corrente, isto é,

$$S_p = 2\hat{\ell}_n - 2\hat{\ell}_p = \text{constante} - 2\hat{\ell}_p. \quad (4.29)$$

Os procedimentos para a realização destes cálculos constituem algoritmos próprios para estes modelos (MLG) incorporados em programas estatísticos para computadores como o *Genstat* (GENSTAT 5 COMMITTEE, 1993).

Os modelos com quantidades crescentes de termos harmônicos do tempo que descrevem a variação sazonal são ajustados pela máxima verossimilhança, calculando-se a

deviança para cada modelo. O modelo ajustado é aquele na qual a inclusão de um termo harmônico adicional não resulta em redução significativa no valor da deviança. O modelo ajustado considera a cadeia de Markov de mais baixa ordem que seja consistente com os dados registrados. Assim, a teoria da análise de regressão logística é utilizada para avaliar se uma cadeia de Markov primeira ordem é adequada, ou se os dados mostram que uma cadeia de segunda ordem, ou de ordem maior, é necessária para modelar satisfatoriamente a ocorrência de chuva.

#### 4.1.2 Modelo de geração da quantidade de precipitação pluvial diária

A utilização do modelo de ocorrência de chuva permite definir o dia chuvoso. Assim, para o dia considerado chuvoso é adotado um modelo para a quantidade precipitada. Vários modelos procuram representar essa quantidade. CHAPMAN (1998) citou uma análise de estudos descritos na literatura sobre modelos de quantidade de chuva em que os modelos incluem a distribuição gama com dois parâmetros (COE e STERN, 1982; RICHARDSON e WRIGHT, 1984), a distribuição exponencial (ALLAN e HAAN, 1975; WOOLHISER e ROLDAN, 1982), a distribuição Weibull (ZUCCHINI e ADAMSON, 1984), a distribuição exponencial mista (WOOLHISER e ROLDAN, 1982) e a distribuição normal *skewed* (NICKS e LANE, 1989). A distribuição gama univariada, segundo YUE et al. (2001), é uma das distribuições estatísticas mais comumente adotadas na análise de frequências hidrológicas. A distribuição gama é a forma mais comum de representar a distribuição da quantidade de chuva em modelos climáticos estocásticos, conforme WILKS (1999).

No estudo de STERN e COE (1984), a modelagem da quantidade de chuva descreve a probabilidade da distribuição da quantidade de chuva e o modo no qual esta distribuição varia com  $t$  variando ao longo do ano e, possivelmente, com o que aconteceu nos dias precedentes  $t-1$ ,  $t-2$ , ... O exame da distribuição de frequência da quantidade de precipitação pluvial em um determinado dia  $t$  resulta que a distribuição é assimétrica e a distribuição gama é geralmente usada para descrevê-la. A distribuição gama com dois parâmetros é definida por:

$$f(x) = [\kappa / \mu(t)]^\kappa x^{\kappa-1} \exp[-\kappa x / \mu(t)] / \Gamma(\kappa) \quad (4.30)$$

sendo a variação do tempo no parâmetro  $\mu(t)$ , a precipitação pluvial média diária para o dia  $t$ , conhecido e  $\kappa$  sendo o parâmetro de forma que determina o coeficiente de variação  $1/\sqrt{\kappa}$  da distribuição gama.

A dependência do tempo em  $\mu(t)$  é geralmente representado por uma função de ligação condicionada à função harmônica do tempo, — série de Fourier —, da forma

$$\begin{aligned} \ln[\mu(t)] = & \lambda_0 + \lambda_1 \cos(2\pi t / 365) + \lambda_2 \sin(2\pi t / 365) + \\ & + \lambda_3 \cos(4\pi t / 365) + \lambda_4 \sin(4\pi t / 365) + \dots \end{aligned} \quad (4.31)$$

Segundo McCULLAGH e NELDER (1999), a idéia é expressar  $\ln[\mu(t)]$  como uma função linear envolvendo componentes harmônicos sendo  $\mu(t)$  a precipitação pluvial média no dia  $t$  chuvoso.

Conforme CLARKE (1998), o objetivo é definir o número de termos harmônicos do tempo necessários para representar a variabilidade anual em  $\mu(t)$ . Assim sendo, um modelo linear generalizado (MLG) é ajustado aos dados com distribuição gama através de uma função de ligação logarítmica contendo um preditor linear controlando as variáveis explicativas definidas pelas funções harmônicas do tempo. Modelos com quantidade crescente de termos harmônicos são ajustados pela máxima verossimilhança, sendo a estatística deviança determinada para cada um deles. O modelo ajustado é definido, então, para aquele em que a inclusão de termos harmônicos adicionais não resulta em redução significativa do valor da deviança.

## 4.2 Evapotranspiração

O uso de modelos de predição do rendimento de culturas agrícolas com abordagem climatológica baseia-se no consumo relativo de água da planta analisada, portanto, são fundamentadas no conhecimento da evapotranspiração da cultura. A compreensão do processo de evapotranspiração e a sua quantificação durante o ciclo de desenvolvimento da cultura permitem definir o seu consumo relativo de água. A evapotranspiração é uma importante variável por representar a complexa interação entre o solo, a planta e a atmosfera. A taxa de evapotranspiração varia em função do estado energético da água no sistema solo-planta-atmosfera e em função do estágio desenvolvimento da cultura.

A planta retira a água necessária ao seu desenvolvimento do solo. O solo retém a

água da chuva por meio dos fenômenos de adsorção e capilaridade. Desta forma, a água é armazenada no solo entre os períodos de dias chuvosos e dias secos. A sua gradativa secagem determina a redução do fluxo de água dentro do solo e do solo para a raiz. O estado energético, ou potencial de energia, da água na planta torna-se mais negativo com a diminuição do seu conteúdo. Nas condições em que a transpiração é maior que a absorção, ocorre a redução do conteúdo de água na planta com conseqüente diminuição no seu potencial. No caso de não haver disponibilidade de água no solo, isto acarretará o déficit hídrico na planta (BERGAMASCHI, 1999; LIBARDI, 1984; HILLEL, 1970).

Para compensar a condição de baixa disponibilidade hídrica no solo e atender à demanda evaporativa da atmosfera, as plantas tendem ao fechamento dos estômatos, aumentando a resistência estomática. Na continuidade das condições geradoras do déficit hídrico na planta, ocorre o murchamento das folhas e a sua queda, portanto, acarretando a redução da área foliar. Se por um lado, o processo fisiológico de fechamento dos estômatos possibilita a redução na perda de água da planta, ele causa a diminuição da fotossíntese que resulta na redução da produção vegetal (BERGAMASCHI, 1999; LIBARDI, 1984; MOTA, 1983; HILLEL, 1970).

O processo de transferência de água sob a forma de vapor do sistema solo-planta para a atmosfera é conhecido por evapotranspiração. O termo considera dois processos distintos ocorrendo simultaneamente em uma cultura vegetal — a evaporação da água de um solo úmido, regida por leis físicas, e a evaporação da água através da planta, designada como transpiração, em que fenômenos biológicos limitam as leis físicas, conforme REICHARDT e TIMM (2004).

A transpiração consiste na vaporização de água líquida contida nos tecidos da planta e a remoção do vapor d'água para a atmosfera (ALLEN et al., 1998). A vaporização acontece nos espaços intercelulares do tecido vegetal, e o vapor trocado com a atmosfera é controlado pela abertura do estômato. O processo de transpiração é esquematizado na Figura 4.2.

O processo de evapotranspiração é dependente da energia disponível para a mudança do estado físico da água, condicionado, portanto, à radiação solar. A quantidade de água evaporada pelo solo e transpirada pela planta é determinada principalmente pela disponibilidade de energia e de água (MATZENAUER, 1999). Os principais elementos meteorológicos que afetam a evapotranspiração são a radiação solar, a temperatura do ar, a umidade do ar e a velocidade do vento.

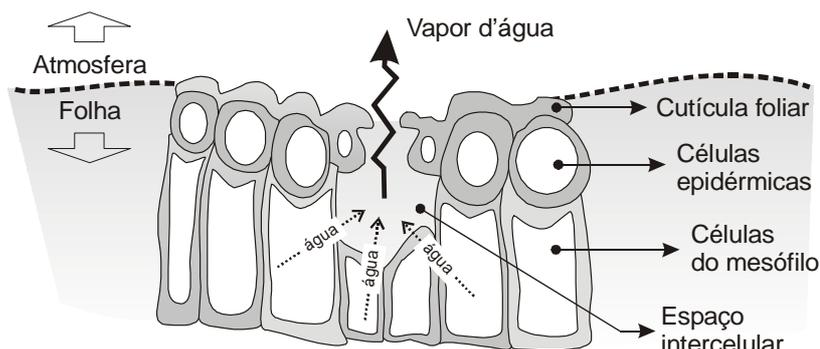


Figura 4.2 – Representação esquemática das células da folha de um vegetal. Fonte: Boletim FAO56 (ALLEN et al., 1998).

A quantidade da radiação solar que alcança a superfície do solo diminui com o desenvolvimento da cultura e com o sombreamento cada vez maior da área de solo. Conforme ALLEN et al. (1998), no início do crescimento vegetativo, a água é perdida predominantemente por evaporação da superfície do solo, mas uma vez que a cultura estiver bem desenvolvida e cobrir completamente o solo, a transpiração se torna o processo principal. A contribuição da evaporação e transpiração na evapotranspiração ao longo do ciclo de uma cultura é demonstrada em relação ao índice de área foliar da cultura. Desta forma, segundo ALLEN et al. (1998), no início do desenvolvimento da cultura quase 100% da evapotranspiração é devido à evaporação, enquanto na fase de reprodução mais de 80% provém da transpiração.

Desta forma, as plantas têm diferentes necessidades de água ao longo do ciclo vegetativo e, conseqüentemente, ocorre variação na sensibilidade ao déficit hídrico. Portanto, em algumas fases do desenvolvimento elas apresentam maior sensibilidade que, então, são considerados períodos críticos (CUNHA e BERGAMASCHI 1999; DOORENBOS e KASSAN, 1979). Para a cultura da soja, MATZENAUER et al. (1998) verificaram que o período com maior consumo de água ocorre entre o início da floração e o início de enchimento de grãos. Um resultado semelhante foi obtido por BERLATO (1987), quando o período de 50 dias após o início do florescimento foi o mais crítico para a soja em relação ao déficit hídrico, seguido pelo período compreendido entre 10 dias após a emergência até o início do florescimento.

A radiação solar absorvida pela atmosfera e o calor emitido pela superfície do solo aumentam a temperatura de ar. Segundo ALLEN et al. (1998), o calor sensível do ar circunvizinho transfere energia à cultura e exerce influência na taxa de evapotranspiração. Os

autores consideram que, em dia ensolarado e quente, a perda de água através de evapotranspiração é maior que em dia nublado e frio.

A diferença entre a pressão de vapor d'água na superfície de evapotranspiração e o ar circunvizinho é o fator determinante para a remoção do vapor d'água. Para ALLEN et al. (1998), o processo de remoção de vapor depende do vento e da turbulência do ar que promovem as trocas de ar acima da superfície evaporante. Portanto, a evapotranspiração é um processo de transporte de vapor d'água da superfície para a atmosfera relacionado com o balanço de massa e no balanço da quantidade de movimento de uma camada de ar acima da superfície. Para MOTA (1983) isto significa que o estudo do balanço de energia da superfície, do balanço de massa e do balanço da quantidade de movimento da camada de ar possibilita o delineamento de procedimentos para a estimativa da evapotranspiração através de dados meteorológicos.

O estudo da evapotranspiração classifica o processo de acordo com as diferentes interações entre a água e o complexo solo-planta-atmosfera. Com o objetivo de uniformizar o entendimento dos termos utilizados neste estudo, descreve-se a seguir os principais aspectos dos conceitos de evapotranspiração:

a) **Evapotranspiração potencial (ETP)**: a evapotranspiração de uma superfície extensa completamente coberta por vegetação de baixo porte e sem nenhuma limitação de água no solo é denominada evapotranspiração potencial (PENMAN, 1956 *apud* SEDIYAMA, 1996). A evapotranspiração potencial depende do poder evaporante do ar que é determinado pela radiação solar, vento, umidade e temperatura, sendo que a temperatura é fortemente influenciada pela radiação solar (MOTA, 1983). A variação da evapotranspiração potencial é pequena de um ano para outro no mesmo mês, especialmente se comparada à variação da precipitação pluvial (BERLATO, 1999).

b) **Evapotranspiração real (ETR)**: a evapotranspiração real, conforme PEREIRA et al. (1997), é aquela que ocorre numa superfície vegetada, independente de sua área, de seu porte e das condições de umidade do solo. Portanto, a evapotranspiração real é aquela que ocorre em qualquer circunstância, sem imposição de qualquer condição de contorno. Ela pode ser limitada tanto pela disponibilidade de radiação solar como pelo suprimento de água pelo solo. A evapotranspiração real de um solo vegetado não depende somente dos fatores meteorológicos, mas também dos fatores relacionados com a cultura e com as propriedades do solo (MOTA, 1983).

c) **Evapotranspiração de referência (ET<sub>o</sub>)**: a taxa de evapotranspiração de uma superfície extensa de gramínea verde, com altura uniforme de 0,08 a 0,15 m, cobrindo completamente o

solo, em crescimento ativo e sem deficiência de água no solo, é definida como evapotranspiração de referência (DOORENBOS e PRUITT, 1975). Esse conceito de  $ET_o$ , segundo SEDIYAMA (1996), representa uma extensão da definição original de Penman de evapotranspiração potencial que a considera como a quantidade de água evapotranspirada, na unidade de tempo, por uma vegetação rasteira, de altura uniforme em crescimento ativo, que cobre completamente a superfície e sem limitação de água no solo. Segundo ALLEN et al. (1998), em condições de ótima disponibilidade de água, a evapotranspiração de referência não é afetada pelas características do solo, de modo que os fatores que afetam a  $ET_o$  são os parâmetros climáticos. Para os autores, conseqüentemente, a  $ET_o$  é um parâmetro climático e pode ser estimado através de dados meteorológicos.

d) **Evapotranspiração máxima ( $ET_m$ )**: a evapotranspiração máxima é a perda de água por evaporação e por transpiração para a atmosfera de uma cultura em qualquer fase do ciclo de desenvolvimento e sem deficiência de água no solo. Segundo DOURADO-NETO et al. (1999), esta evapotranspiração corresponde ao máximo rendimento do cultivo por representar o máximo intercâmbio possível de gases entre o cultivo e a atmosfera. A evapotranspiração máxima da cultura de interesse pode ser relacionada com a evapotranspiração de referência ( $ET_o$ ), através de um coeficiente denominado coeficiente de cultura ( $K_c$ ), definido como:  $K_c = ET_m / ET_o$ . O coeficiente  $K_c$  varia com a cultura e com o estágio de desenvolvimento que ela se encontra (DOORENBOS e PRUITT, 1975). ALLEN et al. (1998) relacionam o coeficiente de cultura ( $K_c$ ) e a evapotranspiração de referência ( $ET_o$ ) e denomina o resultado como evapotranspiração da cultura sob condições padrão ( $ET_c$ ), isto é,  $ET_c = K_c \cdot ET_o$ . Estes autores definem a evapotranspiração da cultura sob condições padrão, representado por  $ET_c$ , como a evapotranspiração de plantações livres de doenças, bem adubadas, estabelecidas em lavouras extensas, sob ótimas condições de água no solo e alcançando a máxima produção para as condições climáticas vigentes.

#### 4.2.1 Estimativa da evapotranspiração da soja

A medida da evapotranspiração, segundo ALLEN et al. (1998), necessita de dispositivos específicos e de medidas precisas de vários parâmetros físicos como o balanço hídrico realizado em lisímetros. Para os autores, os métodos são freqüentemente caros, exigindo precisão nas medições e análises, além da necessidade de pessoal de pesquisa especializado. Devido à dificuldade de obter medidas de campo precisas, a evapotranspiração é estimada geralmente a partir de dados meteorológicos.

Na análise dos métodos de estimativa da evapotranspiração feita por BERLATO e MOLION (1981), a evapotranspiração de referência pode ser estimada por métodos, tais como, empírico, aerodinâmico, balanço de energia, combinados e correlação dos turbilhões. Alguns destes métodos são válidos somente para as condições climáticas e agronômicas locais e não podem ser aplicados em condições diferentes das quais eles foram desenvolvidos originalmente.

O conceito do método combinado introduzido por PENMAN (1948, 1956), associando o saldo de energia na superfície e os processos de transferência pelos componentes aerodinâmicos da evaporação, possibilita a estimativa da evapotranspiração por meio de dados meteorológicos, conforme SEDIYAMA (1996). Segundo BERLATO e MOLION (1981), este método apresenta como uma das principais vantagens a eliminação da necessidade de medidas não disponíveis em algumas estações meteorológicas ou difíceis de serem obtidas com a exatidão requerida. O método de Penman requer dados de radiação solar, temperatura do ar, umidade do ar e velocidade do vento. Para estes autores, na ausência de medições do saldo de radiação ( $R_n$ ), condição mais freqüente, este parâmetro pode ser estimado através de equações empíricas derivadas localmente.

Desta forma, uma alternativa para a estimativa do saldo de radiação ( $R_n$ ) do método de Penman é a correlação direta com a radiação solar global ( $R_s$ ) específica para cada tipo de cultura. Os trabalhos de FONTANA et al.(1988), FONTANA (1987), BERLATO et al. (1986) e BERLATO (1987) relacionaram a evapotranspiração, saldo de radiação e a cultura da soja para o Rio Grande do Sul.

Para estimar a evapotranspiração para o estudo da cultura de soja, BERLATO (1987) utilizou a função derivada nas condições do Rio Grande do Sul para a soja considerando o saldo de radiação ( $R_n$ ) em função da radiação solar global ( $R_s$ ) e o índice de área foliar da soja (IAF), ou seja,  $R_n=f(R_s,IAF)$ . A relação entre o saldo de radiação ( $R_n$ ) medido sobre uma cultura de soja e radiação solar global apresentou o coeficiente de determinação ( $r^2$ ) igual a 0,95.

A análise de regressão entre o saldo de radiação e a radiação solar de ondas curtas realizado por FONTANA (1987), demonstrou altos coeficientes de determinação ( $r^2=0,98$ ) indicando uma boa associação entre valores diários de saldo de radiação e valores de radiação solar global e saldo de radiação de ondas curtas. A autora considera que o saldo de radiação das 24 horas ou o saldo de radiação diurno pode ser estimado a partir da radiação solar global com boa aproximação. A autora conclui que a expressão obtida através da regressão pode ser utilizada para o cálculo do termo energético da equação de Penman para a estimativa da

evapotranspiração da cultura. Os resultados fornecem dados mais consistentes de saldo de radiação sobre a cultura de interesse do que as equações gerais de estimativa de saldo de radiação.

#### 4.2.2 Estimativa da evapotranspiração real

A evapotranspiração real para utilização em modelos de rendimento de culturas agrícolas que relacionam planta e clima tem sido medida diretamente através da equação do balanço hídrico do solo ou, mais freqüentemente, estimada através dos chamados métodos meteorológicos de contabilização da água no sistema solo-planta-atmosfera (BERLATO, 1987).

O balanço hídrico é a contabilização da água do solo, resultante da aplicação do ‘Princípio de Conservação de Massa’ em um volume de solo vegetado. Segundo PEREIRA et al. (2002) e PEREIRA et al. (1997), esse balanço é representado pela variação do armazenamento de água no volume de solo. A variação do armazenamento ( $\Delta A$ ) em um intervalo de tempo ( $\Delta t$ ) pode ser caracterizado pelo balanço das entradas e saídas de água que ocorrem em um volume de solo, sendo representado basicamente por: – seis possíveis formas de entrada: chuva (P), orvalho ( $P_o$ ), escoamento superficial ( $ES_e$ ), drenagem lateral ( $DL_e$ ), ascensão capilar (AC), irrigação (I); e – quatro possíveis formas de saída: evapotranspiração (ET), escoamento superficial ( $ES_s$ ), drenagem lateral ( $DL_s$ ), drenagem profunda (DP). Assim, estas variáveis, consideradas em termos de altura de lâmina de água (mm) são relacionadas a um intervalo de tempo (dias). Desta forma, o balanço hídrico do volume do solo de controle, de acordo com a lei de conservação das massas, pode ser representado pela seguinte expressão:

$$P + P_o + ES_e + DL_e + AC + I - ET - ES_s - DL_s - DP = \pm \Delta A \quad (4.32)$$

Os componentes mais importantes de entrada e saída de água em um volume de solo, segundo OMETTO (1981) são aqueles que afetam a quantidade de água que será ou poderá ser aproveitada pela planta. Portanto, para a análise agrônômica do balanço hídrico apresentam maior importância a chuva (P), irrigação (I), evapotranspiração (ET) e a variação de armazenamento de água no volume considerado ( $\Delta A$ ). O orvalho ( $P_o$ ) representa uma contribuição pequena, com um máximo de 0,5mm/dia em locais úmidos. Para PEREIRA et al.

(2002), as entradas e saídas do escoamento superficial e a drenagem lateral tendem a se compensar e a ascensão capilar pode ser desprezível em solos profundos (PEREIRA et al., 1997). Segundo OMETTO (1981), a drenagem profunda pode ser contabilizada como excesso considerando-se que a variação de armazenamento de água ocorre na camada onde se encontram aproximadamente 80% do sistema radicular da planta em questão.

Os modelos de balanço hídrico citados na literatura variam em função do tratamento das variáveis participantes do balanço das entradas e saídas de água que ocorrem em um volume de solo. Assim, são citados modelos simples que estimam os déficits e os excessos hídricos pelo balanço entre a precipitação e a evapotranspiração potencial. Os modelos mais complexos consideram, além dos elementos meteorológicos, as características físico-hídricas do perfil do solo e as características da cultura agrícola em função do estágio de desenvolvimento, área foliar, distribuição e resistência radicular. Os processos como infiltração e redistribuição de água no perfil do solo e a extração de água pelas plantas são ajustados a modelos específicos.

A abordagem considerada para a entrada de água no volume de controle diferencia alguns modelos de balanço hídrico. Alguns modelos consideram a precipitação total como entrada de água no sistema, em oposição aos modelos que consideram apenas a precipitação efetiva. Na comparação entre modelos de balanço hídrico com a utilização da precipitação total e os de precipitação efetiva, ALMEIDA (1993) observou que os primeiros apresentaram subestimativa insignificante dos déficits hídricos quando comparados aos modelos que consideram a precipitação efetiva. O autor condiciona essa subestimativa à ocorrência de chuvas intensas isoladas durante a estação seca e às características existentes no local para gerar o escoamento superficial.

A metodologia de cálculo do balanço hídrico desenvolvida por THORNTHWAITE e MATHER (1955) é amplamente utilizada nos estudos agro-climatológicos. Na análise de DOURADO NETO e JONG VAN LIER (1993) este método fundamenta-se na variação linear da taxa de perda de água por evapotranspiração com o armazenamento de água no solo, sendo máxima quando o solo está com a umidade correspondente à capacidade de campo e nula quando a umidade encontra-se no ponto de murchamento permanente. Conseqüentemente, o armazenamento varia exponencialmente com o negativo acumulado.

O modelo de balanço hídrico de Thornthwaite e Mather baseia-se no conhecimento dos valores de precipitação pluvial e evapotranspiração da cultura, que podem variar da escala diária até mensal. A estimativa da evapotranspiração real é obtida do balanço

hídrico climático realizada com os valores de precipitação pluvial e da evapotranspiração da cultura associada ao valor da capacidade de água disponível compatível com a cultura e o solo. Além da evapotranspiração real, o balanço hídrico climático fornece estimativas de deficiência hídrica, excedente hídrico e armazenamento de água no solo (PEREIRA et al., 2002; CUNHA, 1999; MOTA, 1983; OMETTO, 1981).

Com a finalidade de analisar a estimativa do armazenamento de água no solo em função do negativo acumulado do método do balanço hídrico de Thornthwaite e Mather, DOURADO NETO e JONG VAN LIER (1993) elaboraram nove modelos — potencial de segunda ordem, potencial de terceira ordem, cúbico, logarítmico, co-senoidal, potencial de primeira ordem co-senoidal, potencial de segunda ordem co-senoidal, senoidal-quadrático e senoidal-logarítmico baseados em quatorze condições necessárias à aceitação de modelos estatísticos com característica de representabilidade do processo de perda de água do solo. Os autores concluíram que o modelo co-senoidal é o que melhor estima o valor do armazenamento de água no solo, recomendado-o para utilização em balanços hídricos.

A decisão para a escolha do modelo de balanço hídrico voltado à otimização e auxílio no planejamento e gerenciamento do manejo agrônômico das culturas agrícolas está diretamente relacionada à sua aplicabilidade. Desta forma, a escolha do modelo está condicionada pela finalidade do trabalho e da qualidade e quantidade dos dados meteorológicos locais disponíveis. Portanto, neste contexto, o modelo do balanço hídrico escolhido deverá possibilitar a representação das condições de consumo de água da cultura e, ou, simular condições reais com a vantagem de apresentar baixo custo, rapidez na obtenção dos resultados e necessitar de uma série menor de dados climáticos.

### **4.3 Modelagem do rendimento de grãos de soja**

O entendimento da resposta da planta à determinada condição climática ou de manejo da cultura, tem gerado a necessidade de modelos para a agricultura. Segundo ACOCK e ACOCK (1991), os modelos de crescimento e desenvolvimento de plantas são elaborados com a finalidade de planejar e gerenciar a produção agrícola. A simulação é útil para previsão de resultados da adoção de determinado manejo da cultura e da ocorrência de determinadas condições ambientais.

Os modelos de cultura podem ser classificados sob diversos pontos de vista. Uma

das abordagens, segundo ACOCK e ACOCK (1991), faz a classificação em modelos físicos e modelos matemáticos. Os modelos físicos, baseados em representações físicas dos complexos processos reais, têm sido muito utilizados no campo da engenharia, mas são pouco precisos para representar sistemas biológicos. Os modelos matemáticos, que descrevem o sistema através de equações, podem ser subdivididos em modelos empíricos e modelos mecanicistas. O modelo empírico, ou modelo estatístico, descreve relações entre as variáveis sem considerar os processos correlacionados. Os modelos mecanicistas, conhecidos também como modelos orientados a processos ou simuladores de cultura, tentam representar as relações de causa e efeito entre as variáveis que descrevem o sistema real. O modelo mecanicista de crescimento descreve o desempenho da planta baseado no conhecimento dos processos que condicionam o seu crescimento e desenvolvimento,

O programa para computador GLYCIM (ACOCK et al., 1985), segundo DOURADO-NETO et al. (1998ab), é um exemplo de modelo mecanicista para previsão do crescimento e rendimento da soja. O modelo consiste de equações que descrevem o ambiente atmosférico e do solo, bem como a interceptação da luz pelas folhas, a fotossíntese, a distribuição de carbono entre os órgãos, a respiração e o movimento de água e nutrientes.

Os modelos para a cultura da soja, conforme SAU et al. (1999), estão disponíveis desde a década de 1980, quando a versão de SOYGRO V4.2 (WILKERSON et al., 1985) foi lançada. Posteriormente, o modelo foi melhorado na versão SOYGRO V5.0 (WILKERSON et al., 1985) com a incorporação do balanço hídrico de RITCHIE (1985). O aperfeiçoamento do modelo de soja foi a inclusão do balanço de nitrogênio no solo, que compreende as características de fixação do nitrogênio. Essa versão foi lançada com o nome de CROPGRO, um modelo genérico para a cultura de soja (*Glycine Max L.*), feijão (*Phaseolus vulgaris L.*) e amendoim (*Arachis hypogea L.*)

Para BASSO et al. (2001), os modelos de simulação de cultura orientados a processos, tais como CERES (RITCHIE et al., 1985) e CROPGRO (BOOTE et al., 1998), integram os efeitos temporais e múltiplos das interações decorrentes de estresse hídrico nos processos de desenvolvimento da cultura sob diferentes condições ambientais e de manejo.

O modelo empírico descreve o comportamento da planta baseado diretamente da observação no plano da planta. Os modelos empíricos são simplificações do sistema contendo poucas variáveis. Muitos dos modelos de previsão em função do clima são empíricos. Conforme DOURADO-NETO (1998ab), a desvantagem destes modelos é que eles não podem ser extrapolados, portanto devem ser utilizados em condições similares aos que foram desenvolvidos.

O rendimento das plantas depende fundamentalmente dos processos de fotossíntese e de respiração. Esses processos estão diretamente relacionados com a espécie vegetal, nutrição da planta, energia disponível, população de plantas, de plantas daninhas e de parasitos. A evapotranspiração real é dependente dos mesmos atributos e processos. Portanto, segundo DOURADO-NETO et al. (1999), é adotada a hipótese de que o rendimento pode ser previsto satisfatoriamente a partir da estimativa da evapotranspiração, deficiência e excedente hídrico, possibilitando formar um modelo de predição do rendimento. A relação funcional entre o rendimento agrícola (Y) e os diversos fatores de produção pode ser representada por:

$$Y = Y(\text{Energia, CO}_2, \text{H}_2\text{O, Nutrientes, O}_2, \text{Microorganismos, Doenças, Pragas, Ervas Daninhas, etc.}) \quad (4.33)$$

e, considerando que a evapotranspiração real (ETR) depende dos mesmos fatores obtém-se que:

$$\text{ETR} = \text{ETR}(\text{Energia, CO}_2, \text{H}_2\text{O, Nutrientes, O}_2, \text{Microorganismos, Doenças, Pragas, Ervas Daninhas, etc.}) \quad (4.34)$$

Portanto, para estimar o rendimento (Y), adota-se a hipótese:

$$Y = Y(\text{ETR}) \quad (4.35)$$

O modelo de predição relativo de rendimento proposto por DOORENBOS e KASSAN (1979) é dado por:

$$Y / Y_m = 1 - \beta (1 - \text{ETR} / \text{ET}_m) \quad (4.36)$$

sendo:

Y: o rendimento da cultura;

Y<sub>m</sub>: o rendimento máximo da cultura;

β: o coeficiente angular da regressão entre [1-(Y/Y<sub>m</sub>)] e [1-(ET/ET<sub>m</sub>)];

ETR: a evapotranspiração real;

ET<sub>m</sub>: a evapotranspiração máxima.

Como o déficit hídrico causa efeitos diferenciados em função do estágio de desenvolvimento da planta, JENSEN (1968) incorporou este aspecto no seu modelo. O modelo de predição do rendimento de JENSEN (1968) considera a sensibilidade da planta ao déficit hídrico para cada fase de seu ciclo desenvolvimento vegetativo da seguinte forma:

$$Y / Y_m = \prod_{i=1}^n (ETR / ET_m)_i^{\lambda_i} \quad (4.37)$$

sendo:

$Y/Y_m$ : o rendimento relativo de grãos em um ano agrícola;

ETR: a evapotranspiração real;

$ET_m$ : a evapotranspiração máxima;

ETR/ $ET_m$ : o consumo relativo de água da cultura no estágio de desenvolvimento  $i$ ;

$\lambda_i$ : a sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico em um estágio de desenvolvimento  $i$ .

O modelo de predição do rendimento de Jensen foi utilizado por BERLATO (1987) para desenvolver um modelo de relação entre o rendimento de grãos da soja e o déficit hídrico para o Rio Grande do Sul. O termo da evapotranspiração máxima do modelo de predição do rendimento foi calculado através do método combinado de Penman e por uma função de regressão entre o saldo de radiação sobre a cultura da soja ( $R_n$ ), a radiação solar global ( $R_s$ ) e o índice de área foliar (IAF).

Este modelo de predição de Jensen com a estimativa da evapotranspiração máxima associando a relação entre o saldo de radiação sobre a cultura e a radiação solar global foi parametrizado e validado para a soja em condições de parcelas experimentais em cinco localidades no Rio Grande do Sul (Cruz Alta, Guaíba, Júlio de Castilhos, São Borja e Santo Augusto) por BERLATO (1987). Na comparação do rendimento relativo de grãos de soja observado no Rio Grande do Sul e o previsto pelo modelo multiplicativo, obteve-se o coeficiente de determinação ( $r^2$ ) igual a 0,914 para o modelo de predição do rendimento considerando quatro termos representando o consumo relativo de água nos quatro períodos de desenvolvimento da cultura, e o coeficiente de determinação ( $r^2$ ) igual a 0,954 para o modelo que utilizou dois termos representando o consumo relativo de água nos períodos vegetativo e reprodutivo da soja. Na análise dos resultados obtidos na parametrização do modelo, BERLATO (1987) constatou que os coeficientes de determinação do modelo de Jensen com a estimativa da evapotranspiração máxima associando a função de regressão entre o saldo de

radiação sobre a soja, a radiação solar global e o índice de área foliar são iguais ou maiores que os verificados para os modelos de previsão do rendimento mais complexos ou para os modelos estatísticos empíricos que incluem mais variáveis meteorológicas, tais como, déficit hídrico, excesso hídrico, temperatura máxima, temperatura mínima e umidade relativa do ar.

Este modelo de previsão de rendimento de soja calibrado e validado por BERLATO (1987) foi utilizado para determinar o zoneamento agrícola e época de semeadura para soja no Rio Grande do Sul por CUNHA et al. (2001). O modelo de previsão do rendimento de Jensen utilizado por BERLATO (1987) foi, também, empregado por FONTANA et al. (2001) para a estimativa do rendimento da cultura da soja no Rio Grande do Sul em condições de lavoura. Com o objetivo de desenvolver um modelo agrometeorológico-espectral de estimativa de rendimento da soja para o Rio Grande do Sul, portanto incorporando as propriedades espectrais contidas em imagens de satélites, MELO et al. (2003) utilizou o termo agrometeorológico obtido pelo ajuste do modelo de previsão do rendimento de Jensen ajustado por BERLATO (1987).

#### **4.4 Risco, incerteza e agronegócio**

A agricultura é uma atividade de risco no sentido da possibilidade de perda da produção agrícola. Os resultados das decisões na atividade de produção dependem de variáveis que escapam ao domínio dos agricultores. Ao analisar as principais determinantes de incertezas associadas à agricultura, CUNHA et al. (1998b) relaciona como fontes a variabilidade climática não prevista e as flutuações dos preços dos produtos e insumos agrícolas. Segundo GOMMES (1999ab), a produção agrícola é afetada pelo clima como o fator fortuito principal, mas também devido às novas tendências tecnológicas, inovações gerenciais e de políticas agrícolas.

Muitos dos estudos de risco climático agrícola, realizados no Brasil, têm como objetivo, a partir da escolha da cultura e da cultivar, avaliar a variabilidade climática nas diferentes regiões, resultando no zoneamento agroclimático. E, também, na definição de épocas de semeadura de menor risco de natureza climática, fazendo coincidir os períodos de condições do tempo favoráveis à necessidade de água nos diferentes estádios de desenvolvimento da cultura (RIO GRANDE DO SUL, 1994; CUNHA et al., 1998a; MATZENAUER et al., 1998; MOTA et al., 1992; SILVA et al., 1998; SILVA et al., 1999; SILVA et al., 1995; WREGGE et al., 1999; WREGGE et al., 1997; GONÇALVES, 1998).

O contexto político-econômico do agronegócio exige competência na sua administração. Dada a natureza de risco e incerteza associada à atividade agrícola, o produtor tende a adotar medidas que as minimizem. O estudo do risco permite a adoção de procedimentos para a minimização dos seus efeitos em um empreendimento produtivo. Para SIQUEIRA (2002), a gestão do risco consiste em obter informações adequadas para conhecer melhor a situação de risco e/ou intervir nela, tendo como resultado a melhoria da qualidade das decisões, com possibilidade de perda ou dano.

A importância da administração do risco está relacionada com a tomada de decisão a fim de obter sucesso em uma atividade de produção tal como o agronegócio. Segundo BERNSTEIN (1997), a essência da administração do risco está em maximizar as áreas que permitem certo controle sobre o resultado, enquanto são minimizadas as áreas que não possibilitam o controle sobre os resultados e o vínculo entre efeito e causa está oculto. Para caracterizar a tomada de decisão no contexto econômico pode-se citar SCHUCH (2003). Ele considera que decidir economicamente é praticar uma ação econômica racional no presente que terá conseqüência, um resultado no futuro, procurando otimizar uma relação aparentemente simples, mas que na verdade é complexa - a relação custo/benefício. Ele ressalta que a importância da tomada de decisão está no futuro. Para chegar à decisão os agentes econômicos processam informações já conhecidas e procuram informações desconhecidas, das formas mais diversas, a fim de minimizar o risco. Uma forma racional de decidir é, antes, possuir informações sobre o problema de decisão, o que minimiza o risco, procurando maximizar benefícios econômicos, mas a finalização de uma decisão, em si, tende a ter influência subjetiva.

A análise do vocábulo risco sob o ponto de vista da etimologia é citada em HOUAISS e VILLAR (2001). O vocábulo origina-se do francês *risque* (século XVI), com o sentido de ‘perigo, inconveniente mais ou menos previsível’. Que por sua vez, foi tomado do italiano *risco*, forma variante de *rischio* (século XIII), que exprime em direito marítimo o ‘perigo ligado a um empreendimento’ e na tradição militar a ‘sorte ou má sorte de um soldado’; e do latim medieval *risicum/riscum*, não raro associado a *fortuna*. É palavra obscura, talvez associada ao latim *resicare*, traduzido como ‘cortar, cercear’, com o primeiro sentido de ‘escolha que fende uma embarcação’ ou ‘risco partilhado por duas partes contratantes’; e provavelmente, do grego bizantino *rhizikon*, ‘soldo ganho por sorte por um soldado de fortuna’, que seria tomado do árabe *rizq*, ‘ração diária, taxa’; a acepção de risco, ‘traço’, derivaria dos traços escritos nos eventuais contratos.

Os estudos do risco e incerteza têm grande aplicação no mercado financeiro. Para DUARTE JÚNIOR (2001), retorno, incerteza e risco são três conceitos importantes para o mercado financeiro. O retorno pode ser entendido como a apreciação de capital ao final do horizonte de investimento. Infelizmente, existem incertezas associadas ao retorno que efetivamente será obtido ao final do período de investimento. O autor considera que a medida numérica desta incerteza pode ser chamada de risco. O risco está presente em qualquer operação no mercado financeiro. É um conceito “multidimensional” que cobre quatro grandes grupos: risco de mercado, risco operacional, risco de crédito e risco legal. Segundo DUARTE JÚNIOR (2001), risco não é um conceito novo. Ele cita que a Moderna Teoria das Carteiras, que se originou do trabalho pioneiro de Markowitz, existe há mais de quatro décadas. Esta teoria está baseada nos conceitos de retorno e risco.

O artigo intitulado “Seleção de Carteira” de Harry Markowitz, foi publicado em junho de 1952 pelo *Journal of Finance*. Segundo BERNSTEIN (1997), o objetivo de “Seleção de Carteira” foi usar a noção de risco para formar carteiras de ações para investidores que “consideram o retorno esperado uma coisa desejável e a variância do retorno uma coisa indesejável”. Para BERNSTEIN (1997), a ligação do retorno à variância é a base sobre a qual Markowitz baseia seu argumento. Continuando, BERNSTEIN (1997) analisa que Markowitz não faz nenhuma menção à palavra “risco” ao descrever sua estratégia de investimentos. Ele simplesmente identifica a variância do retorno como a “coisa desejável” que os investidores tentam minimizar. Risco e variância tornaram-se sinônimos e, assim, Markowitz quantificou o risco dos investimentos.

O termo técnico ‘risco’ não é utilizado por LINDLEY (1998) que representa a idéia do risco através da função de utilidade, considerando que utilidade esperada enfatiza o que é, somente uma forma de utilidade, ao invés de um fenômeno novo como sugere o termo ‘risco’. Segundo o autor, a utilidade é um número que mede a *atratividade* de uma consequência, sendo o maior valor atingido pela utilidade, portanto o valor da consequência mais desejável, medido em uma escala de probabilidade. Desta forma, considerando a função de utilidade  $u(x)$ , o seu valor aumenta de  $u(x)=0$  ao limite superior de 1. Apesar da não utilização do termo técnico ‘risco’, ele considera duas situações que caracterizam um tomador de decisão, em outras palavras, o decisor: o avesso ao risco e o seu oposto, propenso ao risco. O exemplo seguinte é apresentado por LINDLEY (1998) para a compreensão da função de utilidade. Considerando a tomada de decisão com a função de utilidade representada pela curva na Figura 4.3a, o total de ativos está representado pelo ponto A. A utilidade correspondente a A é equivalente ao ponto P. Supondo que a aplicação A tem iguais chances

de sucesso e de perda, temos a probabilidade  $p=1/2$  para os resultados. No caso de sucesso, o total de ativos aumenta para C, em caso contrário, ocorre diminuição para B, com  $BA=AC$  e com  $p=1/2$  pois as duas possibilidades são igualmente possíveis. Avaliado sob o ponto de vista monetário o empreendimento arriscado é justo pois, para  $p=1/2$ , o ponto A está no ponto médio entre B e C. Avaliado em relação à utilidade, a situação é diferente. Referindo-se à figura, a utilidade correspondente a A, B e C são definidas por P, Q e R. Como S é o ponto médio entre Q e R, representando as duas utilidades resultantes do empreendimento de risco, S é igual a utilidade esperada do empreendimento e, sendo menor que a utilidade P, portanto, recusa-se o empreendimento. Conseqüentemente, em termos de utilidade, o empreendimento de risco representado pela curva  $u(x)$  é pouco aceitável sendo recusado pelo decisor. O tomador de decisões com utilidade côncava tenderá a recusar uma aposta monetariamente aceitável e será caracterizado como avesso ao risco.

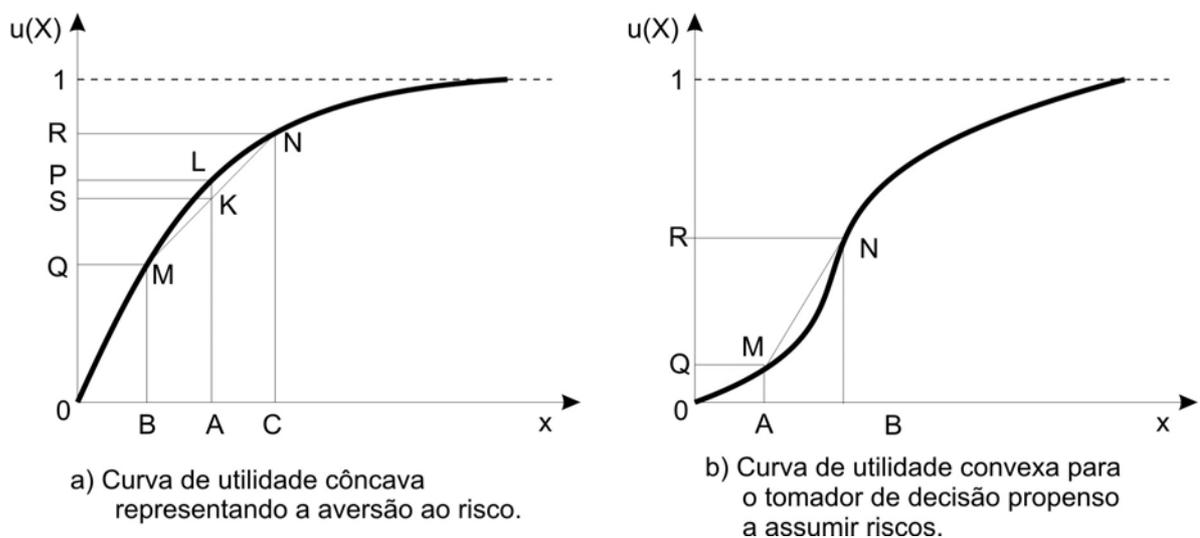


Figura 4.3 – Representação da função de utilidade  $u(x)$  em relação a  $x$  unidades monetárias. Fonte: LINDLEY (1998).

A condição de avesso ao risco é resultado da suposição da diminuição da utilidade marginal, para LINDLEY (1998) expresso na forma côncava dos gráficos em que a declividade diminui com o aumento dos ativos. Se a declividade aumenta então ocorre o caso contrário e o decisor tende a aceitar empreendimentos arriscados. Analisando a Figura 4.3b, verifica-se que a função de utilidade apresenta declividade crescente para valores pequenos de  $x$ , somente retornando à forma decrescente para valores de  $x$  maiores. Nesta região da curva, o decisor tem a utilidade marginal crescente, caracterizando-o como propenso ao risco em oposição ao avesso ao risco.

A abordagem para a quantificação do risco analisada em termos de distribuição de probabilidade dos futuros retornos do investimento é apresentada por MARKOWITZ (1952) e SHARPE (1963) apud MARCHETTI (1995). Segundo o autor, quanto menor a dispersão da distribuição de probabilidade, menor é o risco. Portanto, isso equivale a definir o risco como variabilidade do retorno ou a instabilidade dos possíveis retornos de um investimento. Desta forma, MARCHETTI (1995) conclui que as incertezas sobre os futuros eventos são incorporadas na análise pela utilização da teoria da probabilidade. NEUFELD (2003) considera que a maior parte das decisões administrativas é tomada em uma atmosfera de incerteza, uma vez que é impossível estar seguro das conseqüências de cada escolha. Para o autor, este é o caso quando o resultado de uma decisão pode ser medida em termos de dinheiro (como em uma decisão de investimento) e, portanto, atribui-se que este resultado pode ser expresso como uma distribuição de probabilidades.

O valor esperado e o risco a ele associado podem ser quantificados, segundo MARCHETTI (1995), a partir da distribuição de probabilidade de uma medida de mérito do investimento, por exemplo, a taxa interna de retorno. Na análise financeira e econômica são citados como importantes exemplos de medidas de mérito de um investimento o valor presente líquido (VPL), a taxa interna de retorno (TIR), o período do investimento (PI) e a relação benefício/custo (BC). Desta forma, a dispersão da medida de mérito do investimento passam a quantificar o risco. Considerando a Figura 4.4(a) com a representação de duas alternativas de investimento com o mesmo valor de medida de mérito para ambas, a dispersão do valor de medida em torno do valor esperado é menor em A do que em B, indicando que a alternativa A apresenta menor risco que a alternativa B. A variância e o desvio padrão da distribuição de probabilidade da medida de valor do investimento medem a dispersão da distribuição inteira. MARCHETTI (1995) exemplifica, também, o coeficiente de variação como medida do risco, com a comparação de alternativas de investimentos demonstrada na Figura 4.4(b) com as distribuições de probabilidade da medida de valor do investimento. Dado que os valores de medida esperada são diferentes (E para a alternativa B e F para a alternativa A), o decisor tenderá a optar pelo investimento A, uma vez que esta é a opção que proporciona maior retorno esperado para um mesmo risco medido pelo desvio padrão.

Contudo, o conhecimento de maior importância é a noção de risco de perda, ou seja, a probabilidade do valor de mérito situar-se abaixo de um percentual mínimo de aceitação. A distribuição de probabilidade acumulada da medida do mérito é indicada para uma descrição do risco. O procedimento aplicado por MARCHETTI (1995) para quantificar o perfil do risco é a distribuição de probabilidade da medida de mérito do investimento por

meio da simulação empregando-se a técnica de simulação Monte Carlo. Portanto, a simulação da medida de mérito é utilizada para formar uma série longa de dados para possibilitar a inferência estatística a um nível de confiança desejado. O risco do empreendimento de investimento sintetizado pela distribuição acumulada de probabilidade da medida de mérito está exemplificada na Figura 4.5. Na figura estão apresentadas duas alternativas de investimento representada pela distribuição acumulada de probabilidades para cada uma delas. A análise da alternativa A indica a possibilidade  $Q$  para o valor de medida ser menor que o valor de aceitação mínimo  $E$ , sendo que para a alternativa B existe a possibilidade  $P$  do valor de medida ser menor que o valor de aceitação mínimo  $E$ . Portanto, para  $Q < P$ , o decisor tenderá a optar pelo investimento A que apresenta menor possibilidade do valor da medida de mérito do investimento ser menor que o valor mínimo de aceitação.

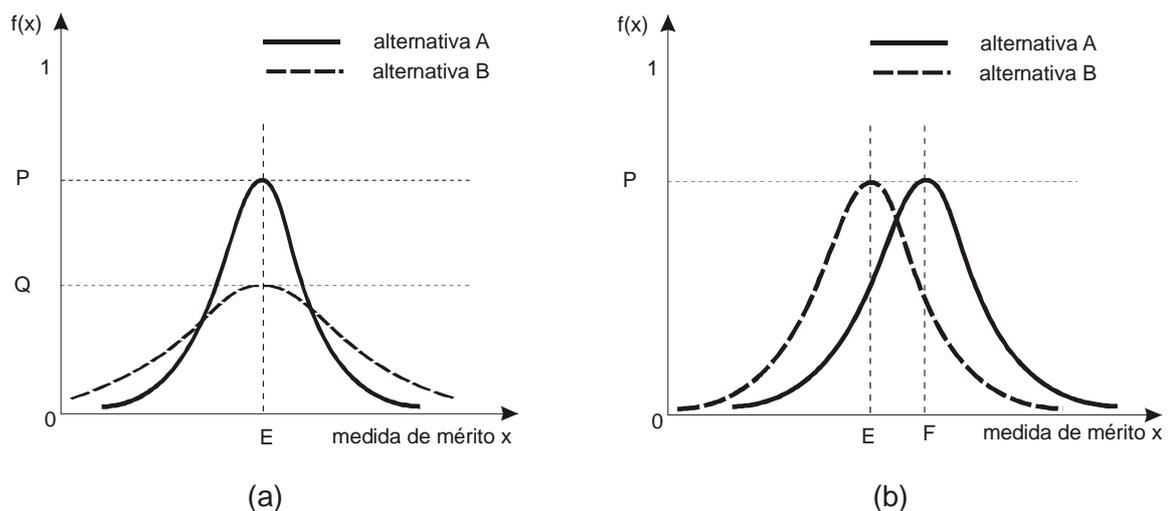


Figura 4.4 – Distribuição de probabilidade da medida de mérito de duas alternativas de investimento para análise da relação entre valor esperado e risco: (a) a medida de mérito esperada de ambas é a mesma; (b) ambas com o mesmo desvio padrão. (MARCHETTI, 1995).

O retorno esperado e o risco associado a cada alternativa nos negócios de investimento, segundo NEUFELD (2003), são os dois fatores envolvidos na avaliação de escolhas. O autor considera que o retorno esperado de uma distribuição de probabilidade com pagamentos monetários é a média (valor esperado) da distribuição. O risco pode ser medido pela variância da distribuição da probabilidade. Em geral, a melhor escolha é aquela com o maior valor esperado (média) e o menor risco (variância).

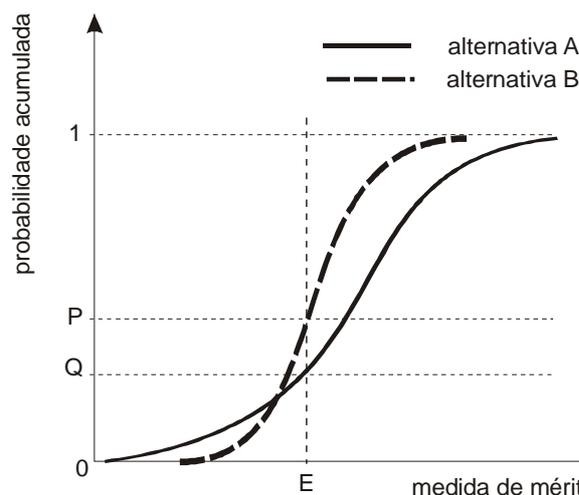


Figura 4.5 – Distribuição acumulada de probabilidade da medida de mérito de duas alternativas de investimento para análise da relação entre valor esperado e risco (MARCHETTI, 1995).

Considerar a incerteza em decisão de investimento produtivo, em análise econômica, para MARCHETTI (1995) implica considerar o conceito de probabilidade. Este termo é empregado em múltiplos sentidos, relacionando-se intrinsecamente com a noção de incerteza, em diversas concepções que essa expressão possa ter. São as seguintes, as conceituações dadas por MARCHETTI (1995). No conceito clássico, probabilidade de um evento é igual ao quociente entre o número de casos favoráveis à ocorrência de um evento quando o número de repetições do experimento tende ao infinito. Na abordagem lógica, a probabilidade é definida como a intensidade da relação entre uma proposição e dada evidência. A probabilidade pode ser vista como estimativa de propriedade externa e material do mundo real (um tipo de conhecimento) ou como descrição do grau de conhecimento sobre uma proposição, que pode descrever um fenômeno do mundo real (então, uma propriedade do conhecimento). Outra classificação, a probabilidade é dividida em objetiva, por independe do sujeito que realiza o julgamento, e subjetiva, neste caso, por depender do julgamento pessoal do avaliador.

Desta forma, MARCHETTI (1995) considera que a existência de diferentes sentidos para probabilidade permite inferir diferentes julgamentos para o termo incerteza, e conseqüentemente, as análises econômicas apoiadas em diferentes abordagens podem produzir conclusões divergentes.

A metodologia de cálculo do perfil do risco proposta por MARCHETTI (1995) incorpora os conceitos da hipótese de utilidade esperada para tratar os problemas de escolha

envolvendo risco. Conforme o autor, a aplicação da hipótese de utilidade esperada exige que o decisor conheça a distribuição de probabilidade dos futuros eventos, como a distribuição de probabilidade da medida de mérito selecionada para análise do investimento. Por esta hipótese, no dizer de MARCHETTI (1995) o objetivo último do comportamento humano, para análise econômica, é a maximização da utilidade esperada, sendo, assim, descritora do seu comportamento racional.

## 5 MATERIAIS E MÉTODOS

Os materiais e métodos adotados visaram instrumentalizar o estudo do rendimento esperado de grãos no agronegócio da soja. Um modelo fundamentado no modelo de STERN e COE (1984) foi utilizado para a geração da série sintética de precipitação pluvial. A geração das variáveis climáticas de entrada no modelo combinado de Penman associado à função que relaciona a radiação solar global e o saldo de radiação medido sobre a cultura parametrizado por BERLATO (1987) possibilitou a estimativa da evapotranspiração da soja. A estimativa da evapotranspiração real utilizou o modelo do balanço hídrico climático de THORNTHWAITE e MATHER (1955). A geração de rendimentos de grãos de soja foi baseado no modelo de predição do rendimento de Jensen. A simulação do rendimento de soja para os valores esperados de precipitação pluvial e de evapotranspiração foi utilizada como entrada no procedimento probabilístico adaptado de MARCHETTI (1995) para análise do risco do rendimento de grãos ser menor que um valor de aceitação.

A fundamentação científica e a descrição dos procedimentos adotados estão descritos nos itens a seguir.

### 5.1 Estratégia metodológica

A estratégia metodológica desenvolvida neste estudo propõe a associação dos modelos de precipitação pluvial, de estimativa dos termos da evapotranspiração, de predição do rendimento da cultura e da análise do risco na abordagem da distribuição de probabilidade do rendimento considerado como o valor de mérito do investimento no agronegócio, que configuram a abordagem inovadora adotada neste estudo.

O procedimento probabilístico para análise do risco proposto por MARCHETTI (1995) apóia-se na simulação da medida de mérito do investimento por um modelo que incorpora o fator causador do risco. Para incorporar os efeitos da precipitação pluvial, considerado o principal fator condicionador da produção da cultura, a simulação da série de valores de rendimento da cultura foi obtida como resultado da associação dos modelos ajustados às séries históricas de dados meteorológicos e de rendimento da região produtora definida para o estudo. Estes procedimentos possibilitaram a atribuição de probabilidades a

eventos futuros relacionados à produção da cultura agrícola em estudo na região. A representação esquemática da metodologia desenvolvida é apresentada na Figura 5.1.

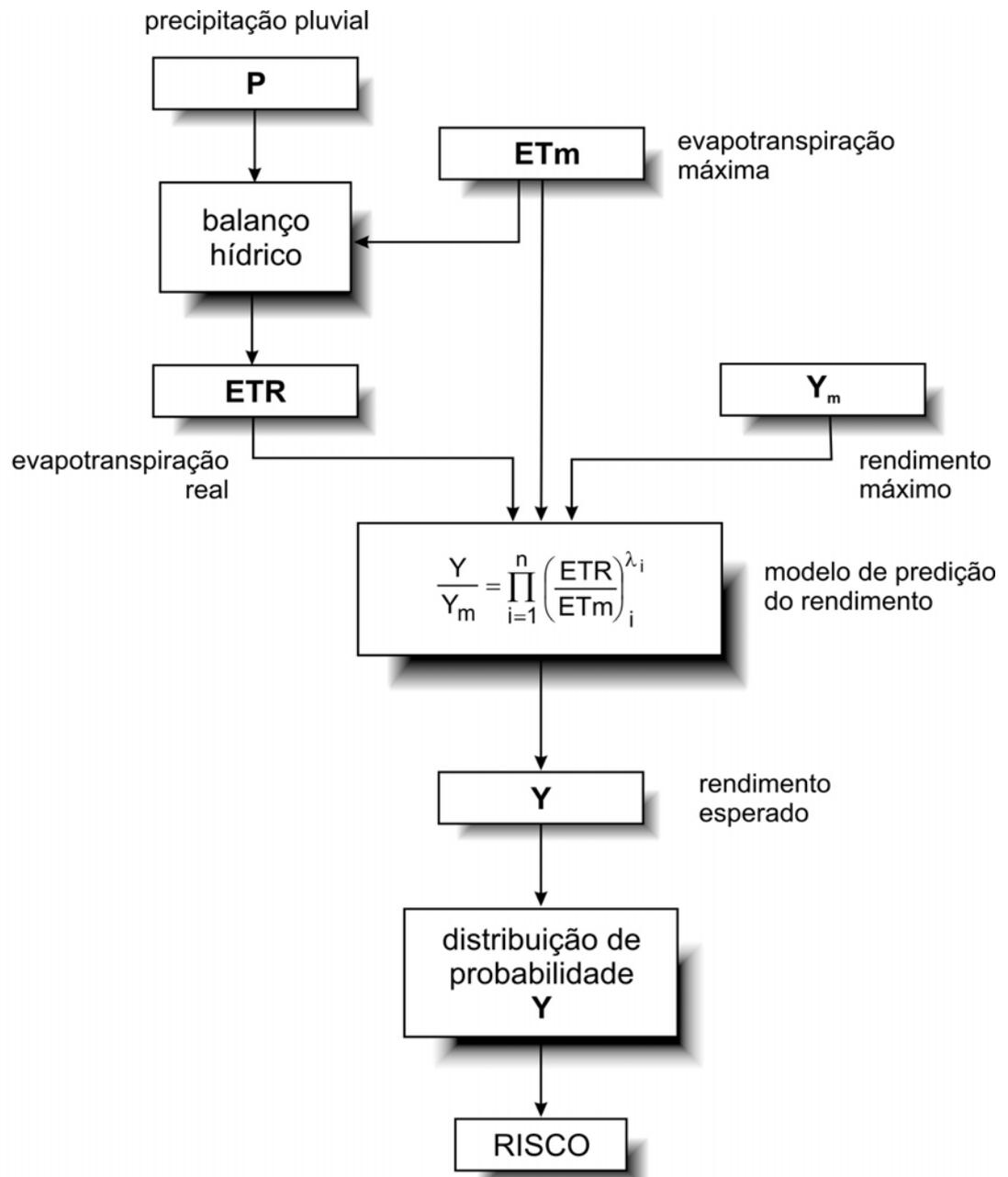


Figura 5.1 – Representação esquemática da metodologia para a análise do rendimento esperado da cultura.

A série histórica de precipitação pluvial da região do estudo foi analisada para o ajuste do modelo markoviano da precipitação. Este processo originou o modelo estocástico utilizado para gerar as séries sintéticas de precipitação pluvial, para posteriormente ser considerada como variável de entrada no modelo de balanço hídrico climático. Portanto, a

modelagem estocástica da precipitação pluvial, além de possibilitar a identificação das características locais da chuva, forneceu as probabilidades de sua ocorrência para transferir as conseqüências futuras da precipitação pluvial como fator de risco da produção de soja aos valores simulados pelo modelo de predição do rendimento. Portanto, a modelagem estocástica de precipitação pluvial baseou-se na série histórica, sendo o modelo assim obtido, utilizado para a obtenção das séries geradas.

Os valores de precipitação pluvial foram considerados no intervalo de tempo diário ( $\text{mm.dia}^{-1}$ ), sendo posteriormente totalizados para o período quinqüidinal ( $\text{mm.quinqüidio}^{-1}$ ) ou mensal ( $\text{mm.mês}^{-1}$ ) para manter a equivalência de unidades com as unidades adotadas para evapotranspiração real (ETR), e evapotranspiração máxima (ETm). O período quinqüidinal para a ETR e ETm deve-se à recomendação do uso de períodos maiores que cinco dias como válidos quando saldo de radiação solar é estimado. A opção pela escala temporal diária para a modelagem da precipitação pluvial justifica-se pela facilidade de adequação a períodos com maior número de dias. Desta forma, o período quinqüidinal foi adotado para adequação à duração dos períodos fenológicos do ciclo de desenvolvimento da cultura. O intervalo de tempo mensal ( $\text{mm.mês}^{-1}$ ) foi utilizado para o ajuste do modelo de predição do rendimento da cultura segundo os meses de outubro a abril e do modelo para os meses de janeiro, fevereiro e março.

Os valores estimados de evapotranspiração real (ETR) e de evapotranspiração máxima (ETm) foram utilizados para o cálculo do termo de consumo relativo de água pela cultura do modelo de predição do rendimento da cultura. Assim sendo, as séries históricas de dados meteorológicos da região em estudo foram utilizadas para a estimativa da ETR e ETm necessárias para o ajuste do modelo de predição. Isto é, para a determinação dos coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico do modelo de predição do rendimento.

O processo de estimativa da evapotranspiração real (ETR) e de evapotranspiração máxima (ETm) foi realizado em duas situações. Inicialmente, a estimativa utilizou os dados meteorológicos históricos. Assim, a finalidade inicial foi fornecer as bases para o ajuste do modelo de predição do rendimento da cultura. O segundo processo de estimativa de ETR e de ETm teve como finalidade gerar as séries simuladas para entrada no modelo de predição ajustados aos dados históricos realizado na etapa anterior, para resultar na geração dos rendimentos de soja nas condições meteorológicas da região em estudo.

Desta forma, as séries geradas de evapotranspiração real foram obtidas através do balanço hídrico climático, mas deparou-se com a questão da geração das séries de evapotranspiração máxima (ETm). A sua importância deve-se, tanto diretamente no cálculo

do consumo relativo de água da cultura no modelo de predição do rendimento, quanto na contabilização do balanço hídrico. Como solução para a geração das séries de ETm, adotou-se o programa para computador ClimGen (*Climatic Data Generator*) fornecido por NELSON (2003) para gerar os dados de temperaturas máxima e mínima diárias, radiação solar global, umidade relativa do ar e velocidade do vento. O programa ClimGen utiliza a latitude, longitude, altitude e os dados meteorológicos históricos de Cruz Alta (RS) para incorporar as condições locais na rotina de processamento. Assim, o programa ClimGen foi utilizado para gerar as séries de dados de temperaturas máxima e mínima diárias, radiação solar global, umidade relativa do ar e velocidade do vento que, posteriormente, serviram de variáveis de entrada para a geração das séries de evapotranspiração máxima para a cultura.

De posse das séries geradas das variáveis que compõem a associação dos modelos de precipitação pluvial, de estimativa dos termos da evapotranspiração, de predição do rendimento foram geradas as 2200 simulações de safras da cultura. Este número de simulações possibilitou a obtenção do tamanho da amostra necessário para definir o intervalo de confiança de 95% para a inferência estatística.

A análise do risco proposta neste estudo, adota o valor do rendimento da cultura, por exemplo produção em  $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ , como medida de mérito do investimento. A escolha do rendimento como valor de mérito deve-se à facilidade de associação com o custo de produção da cultura. Uma vez definido o custo de produção, o agricultor passa a considerar o seu valor em termos de equivalente de rendimento necessário para custeá-lo. Este rendimento da cultura, assim definido, torna-se o valor mínimo de aceitação para o retorno do investimento na atividade produtiva.

Assim, fundamentado na análise da distribuição de probabilidades dos valores resultantes das séries de simulações de safras da cultura pela, o valor esperado e o risco associado à medida de mérito do investimento foi quantificado.

## **5.2 Dados meteorológicos**

As séries históricas das variáveis meteorológicas fundamentaram os procedimentos para ajuste dos modelos. A série histórica de dados de chuva foi utilizada na modelagem estocástica da precipitação pluvial. Enquanto que as séries históricas de temperatura máxima, mínima e média diárias do ar, umidade relativa do ar diária, radiação

solar global diária e velocidade diária do vento a 2 metros foram utilizadas para o ajuste do programa para computador ClimGen e para a estimativa da evapotranspiração da soja.

Os dados meteorológicos utilizados são aqueles registrados no município de Cruz Alta (RS) no período 1/01/1975 a 31/12/1997. A sua localização geográfica e a sua posição relativa no zoneamento climatológico para a cultura da soja no Rio Grande do Sul está representada na Figura 5.2. As séries históricas dos dados meteorológicos foram fornecidas pela Fundação Estadual de Pesquisa Agropecuária (FEPAGRO). A estação meteorológica de origem dos dados possui a seguinte localização geográfica: latitude  $28^{\circ}38'21''\text{S}$ , longitude  $53^{\circ}36'34''\text{W}$  e altitude de 472 m. Os dados meteorológicos utilizados foram os referentes à precipitação pluvial diária, temperatura máxima, mínima e média diárias do ar, umidade relativa do ar diária, radiação solar global diária e velocidade diária do vento a 2 metros.

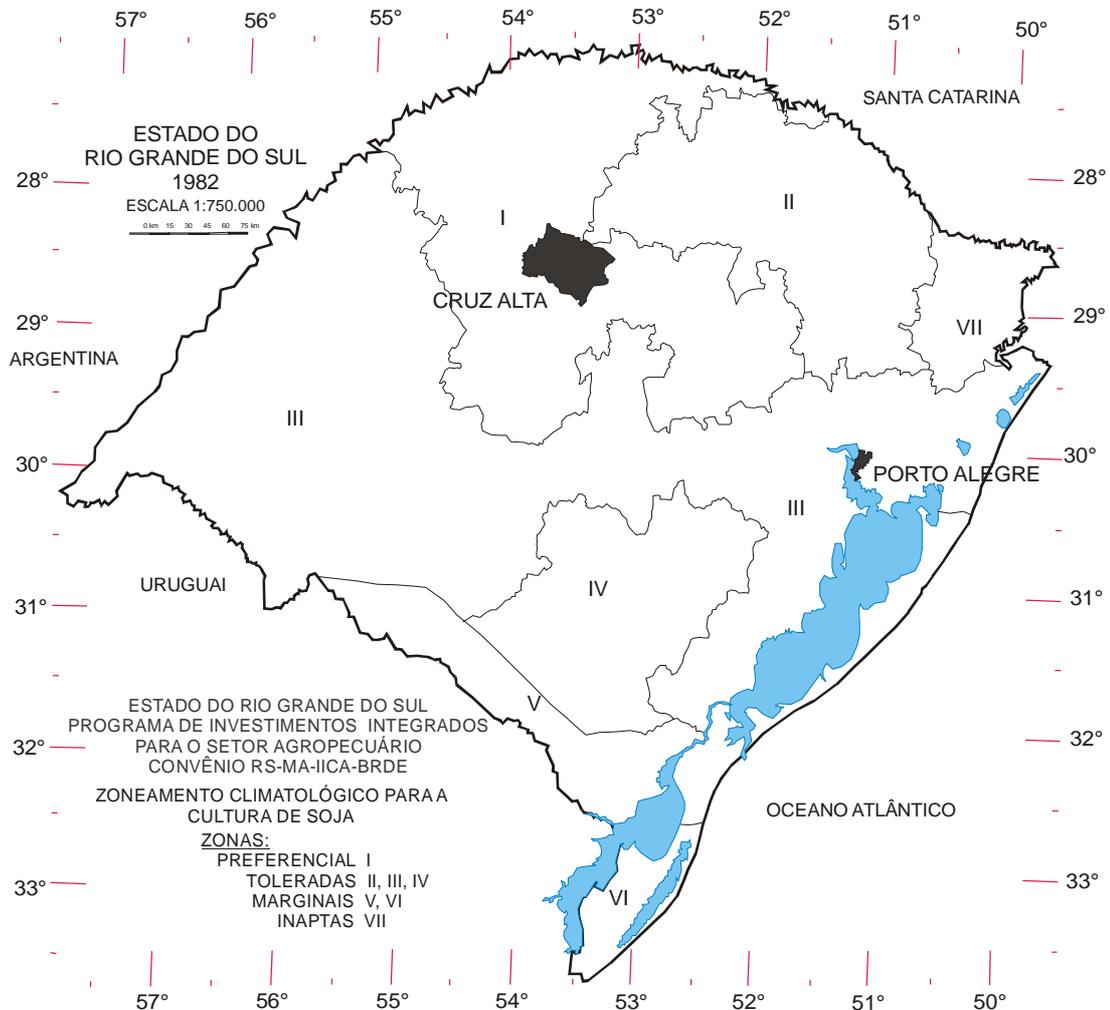


Figura 5.2 – Localização do município de Cruz Alta (RS) e sua posição relativa no zoneamento agroclimático para a cultura de soja. Fonte: RIO GRANDE DO SUL (1994).

### 5.3 Dados da cultura da soja

Os valores históricos de rendimento ocorridos em Cruz Alta (RS) foram utilizados para o cálculo do rendimento relativo de soja segundo o ano/safra considerado para o ajuste do modelo de predição do rendimento de Jensen. Assim, foram obtidos os dados históricos divulgados pela EMATER/RS (2002). Os valores representam a totalidade dos resultados das safras de soja, isto é, não fazem distinção entre as cultivares plantadas e as respectivas épocas de semeadura, impedindo a análise precisa do inter-relacionamento cultivar/época de semeadura/rendimento obtido. Portanto, estes valores possuem precisão no contexto geral da produção de soja, uniformizando as cultivares utilizadas e as épocas de semeadura praticadas no município de Cruz Alta (RS). Salienta-se que dados pontuais de valores relacionando cultivar/época de semeadura/rendimento de grãos são comumente obtidos em ensaios conduzidos em nível de parcelas experimentais.

O período de análise dos rendimentos históricos compreende os anos agrícolas 1975/76 a 1996/97 considerados para a safra de soja para o ajuste do modelo de predição do rendimento de Jensen.

Tabela 5.1 – Área colhida, produção e rendimento de grãos de soja registrados no município de Cruz Alta (RS) nos anos agrícolas 1975/76 e 1996/97.

Safra	Área (ha)	Produção (t)	Rendimento (kg/ha)
1975/76	95000	114000	1200
1976/77	95000	142500	1500
1977/78	90000	135000	1500
1978/79	120000	108000	900
1979/80	122000	152000	1246
1980/81	152500	247050	1620
1981/82	130000	164450	1265
1982/83	83300	142193	1707
1983/84	90000	145800	1620
1984/85	90000	160200	1780
1985/86	65000	65000	1000
1986/87	90000	162000	1800
1987/88	90000	97200	1080
1988/89	88600	159480	1800
1989/90	88600	180744	2040
1990/91	79000	56880	720
1991/92	73000	148920	2040
1992/93	78000	172380	2210
1993/94	81000	145800	1800
1994/95	65000	132600	2040
1995/96	70000	105000	1500
1996/97	70000	105000	1500

Fonte: [http://www.emater.tche.br/geral.php?menu=inf\\_soja.inc](http://www.emater.tche.br/geral.php?menu=inf_soja.inc)

## **5.4 Modelagem estocástica da precipitação pluvial diária**

No planejamento de recursos hídricos, segundo BARTH et al. (1987), os processos estocásticos, neste caso considerando a precipitação pluvial diária, podem ser aproximados por uma cadeia de Markov, devido à facilidade de associação com algoritmos de otimização. Assim, o interesse nos modelos de cadeia de Markov deve-se à existência de algoritmos eficientes para a otimização dos seus parâmetros e aferição das características de representação dos dados originais. Dado esta condição, o modelo markoviano relatado em STERN e COE (1984) foi adotado para a modelagem da precipitação pluvial diária. Este modelo difere dos demais modelos de cadeia de Markov citados na literatura, por incorporar a técnica dos modelos lineares generalizados associado ao conceito de séries harmônicas para representar as variações ao longo do tempo.

### **5.4.1 Modelo de ocorrência de precipitação pluvial diária**

Na modelagem da ocorrência de precipitação pluvial diária, foram analisadas cadeias de Markov de primeira ordem e de segunda ordem. As seqüências de Markov foram ajustadas a um modelo linear generalizado (MLG). O termo da variável explicativa do preditor linear do MLG foi definido pela função harmônica do tempo. Os modelos assim definidos, que mantêm a variação sazonal devido aos termos harmônicos, foram ajustados pela máxima verossimilhança calculando-se a deviança para cada modelo. O modelo ajustado foi a cadeia de Markov de mais baixa ordem consistente com os dados históricos. Os cálculos foram realizados com a utilização de rotina elaborada para o programa estatístico para computador Genstat (GENSTAT 5 COMMITTEE, 1993).

Os dados diários de precipitação pluvial históricos de Cruz Alta (RS) no período de 1/1/1975 a 31/12/1997 foram analisados conforme o modelo da cadeia de Markov (STERN e COE, 1984). Como etapa inicial, foi realizado o ajuste ao modelo markoviano de segunda ordem, sendo, assim, o estado do dia  $t$  influenciado pelo estado do dia  $t-1$  e do dia  $t-2$ . A série foi analisada segundo a seqüência de dias chuvosos e secos. Considerando que  $n_{hij}(t)$  represente o número de anos na série analisada em que o dia  $t$  estava no estado  $j$  ( $j=0$  se dia seco,  $j=1$  se dia chuvoso) considerado que o dia  $t-1$  estava no estado  $i$  ( $i=0$  se dia seco,  $i=1$  se dia chuvoso) e que o dia  $t-2$  estava no estado  $h$  ( $h=0$  se dia seco,  $h=1$  se dia chuvoso) resultou

em 365 valores representando o estado do dia, seco ou chuvoso, considerado o estado dos dois dias anteriores.

O dia foi considerado seco quando o valor de precipitação pluviométrica registrado era menor que  $0,1 \text{ mm.dia}^{-1}$ , portanto adotando o mesmo critério utilizado por STERN e COE (1982).

A análise da matriz de probabilidades de transição segundo a cadeia de Markov de segunda ordem (Figura 5.3) resultou nos oito valores  $n_{000}(t)$ ,  $n_{001}(t)$ ,  $n_{010}(t)$ ,  $n_{011}(t)$ ,  $n_{100}(t)$ ,  $n_{101}(t)$ ,  $n_{110}(t)$  e  $n_{111}(t)$  que representam o número de dias com ocorrência dos estados seco ou chuvoso no dia  $t$  em função do estado nos dois dias anteriores. A série histórica de precipitação pluviométrica diária de Cruz Alta foi analisada para a contagem das ocorrências de  $n_{000}(t)$ , ...,  $n_{111}(t)$  considerando cada dia do ano, isto é,  $t$  variando de 1 a 365.

		estado no dia t		
		0	1	
estado nos dias t-1 e t-2	00	000	001	$N00=n_{000}+n_{001}$
	01	010	011	$N01=n_{010}+n_{011}$
	10	100	101	$N10=n_{100}+n_{101}$
	11	110	111	$N11=n_{110}+n_{111}$

Figura 5.3 – Representação da matriz de probabilidades de transição segundo a cadeia de Markov de segunda ordem e dois estados (dia chuvoso=1 e dia seco=0).

A proporção de dias  $t$  chuvosos em que ambos dias anteriores eram secos foi determinada por:

$$r_{001}(t) = \frac{n_{001}(t)}{n_{000}(t) + n_{001}(t)} \quad (5.1)$$

A probabilidade  $p_{001}(t)$ , probabilidade de dia chuvoso antecedido por dois dias também chuvosos, foi determinada pela regressão logística:

$$\ln \left[ \frac{p_{001}(t)}{1 - p_{001}(t)} \right] = \beta_0 + \beta_1 \cos(2\pi t / 365) + \beta_2 \sin(2\pi t / 365) + \beta_3 \cos(4\pi t / 365) + \beta_4 \sin(4\pi t / 365) + \beta_5 \cos(6\pi t / 365) + \beta_6 \sin(6\pi t / 365) + \dots \quad (5.2)$$

O procedimento foi repetido para a determinação das demais probabilidades para o dia t chuvoso:  $p_{011}(t)$ ,  $p_{101}(t)$  e  $p_{111}(t)$ .

Para o caso da cadeia de Markov de primeira ordem ser adequada, a ocorrência ou não de precipitação pluvial no dia t-2 não acrescenta informações para a ocorrência no dia t. Isto significa que o estado do dia t-1 é suficiente para fornecer informações para estimar o estado do dia t. Desta forma tem-se que,

$$\frac{n_{001}(t)}{n_{000}(t) + n_{001}(t)} \text{ e } \frac{n_{101}(t)}{n_{100}(t) + n_{101}(t)} \quad (5.3)$$

que são os estimadores de  $p_{001}(t)$  e  $p_{101}(t)$  da cadeia de Markov de segunda ordem, são estimadores da mesma probabilidade  $p_{01}(t)$  da cadeia de Markov de primeira ordem.

A análise da matriz de probabilidades de transição considerando a cadeia de Markov de primeira ordem (Figura 5.4) resultou nos quatro valores  $n_{00}(t)$ ,  $n_{01}(t)$ ,  $n_{10}(t)$  e  $n_{11}(t)$  que representam o número de dias com ocorrência dos estados seco ou chuvoso no dia t em função do estado no dia anterior (t-1). A série histórica de precipitação pluvial diária de Cruz Alta foi analisada para a contagem das ocorrências de  $n_{00}(t)$ , ...,  $n_{11}(t)$  considerando cada dia do ano, isto é, com t variando de 1 a 365.

		estado no dia t	
		0	1
estado no dia t-1	0	00	01
	1	10	11

$N0 = n_{00} + n_{01}$   
 $N1 = n_{10} + n_{11}$

Figura 5.4 – Representação da matriz de probabilidades de transição considerando a cadeia de Markov de primeira ordem e dois estados (dia chuvoso=1 e dia seco=0).

A proporção de dias t chuvosos em que o dia anterior era seco foi determinada por:

$$r_{01}(t) = \frac{n_{01}(t)}{n_{00}(t) + n_{01}(t)} \quad (5.4)$$

A probabilidade  $p_{01}(t)$ , probabilidade de dia chuvoso antecedido por dia seco, foi determinada pela regressão logística:

$$\ln \left[ \frac{p_{01}(t)}{1 - p_{01}(t)} \right] = \beta_0 + \beta_1 \cos(2\pi t / 365) + \beta_2 \sin(2\pi t / 365) + \\ + \beta_3 \cos(4\pi t / 365) + \beta_4 \sin(4\pi t / 365) + \\ + \beta_5 \cos(6\pi t / 365) + \beta_6 \sin(6\pi t / 365) + \dots \quad (5.5)$$

O procedimento foi repetido para a determinação da probabilidade para o dia  $t$  chuvoso antecedido por dia também chuvoso:  $p_{11}(t)$ .

#### 5.4.2 Modelo de quantidade de precipitação pluvial diária

O modelo ajustado para a quantidade de precipitação pluvial diária descreve a probabilidade da distribuição da quantidade precipitada e o modo em que a distribuição varia ao longo do ano com o estado ocorrido nos dias precedentes.

A metodologia descrita por STERN e COE (1984) adota a distribuição gama com dois parâmetros da forma:

$$f(x) = \left( \frac{\kappa}{\mu(t)} \right)^\kappa \cdot \chi^{\kappa-1} \cdot \exp[-\kappa \chi / \mu(t)] / \Gamma(\kappa) \quad (5.6)$$

sendo que:

$$\ln [\mu(t)] = \lambda_0 + \lambda_1 \cos(2\pi t / 365) + \lambda_2 \sin(2\pi t / 365) + \\ + \lambda_3 \cos(4\pi t / 365) + \lambda_4 \sin(4\pi t / 365) + \\ + \lambda_5 \cos(6\pi t / 365) + \lambda_6 \sin(6\pi t / 365) + \dots \quad (5.7)$$

O parâmetro  $\kappa$  da distribuição gama, adotando-se que a imprecisão na medida de pequenos valores de precipitação pluvial pode ser ignorada, conforme STERN e COE (1984), foi determinada por:

$$D^2 = 2 \sum_{t=1}^T n(t) \left\{ \ln \bar{x}(t) - \left[ \overline{\ln x(t)} \right] \right\} \quad (5.8)$$

considerando que

$$\left[ \overline{\ln x(t)} \right] = \left[ \sum \ln x(t) \right] / n(t) \quad (5.9)$$

sendo:

D: a deviança intra-dias (*within-day deviance*);

$\sum n(t)$ : a soma do número de ocorrências de precipitação pluvial diária no dia t;

$\bar{x}(t)$  a precipitação pluvial média para o dia t;

$x(t)$  a precipitação pluvial diária no dia t, com t variando de 1 a 365;

T o número de dias do período, igual a 365 dias.

A estimativa de  $\kappa$  foi obtida utilizando-se a solução dada por:

$$\hat{\kappa} = (n - T) / D^2 \quad (5.10)$$

sendo:

$\hat{\kappa}$ : parâmetro de forma da função gama estimado;

n: número de dias chuvosos no período considerado.

O procedimento foi adotado para determinar o modelo para representar  $\mu_{01}(t)$  e  $\mu_{11}(t)$ , dado um modelo markoviano de primeira ordem. Para cada dia t do ano,  $t=1, 2, \dots, 364, 365$ , a série histórica da precipitação pluvial diária foi analisada para determinar o número de vezes em que o dia t foi chuvoso antecedido por dia também chuvoso, sendo  $n_{11}(t)$  com  $i=1$ , chuvoso e  $j=1$ , chuvoso, e o número de vezes em que o dia t foi chuvoso e antecedido por dia seco, portanto  $n_{01}(t)$  com  $i=0$  e  $j=1$ . Os valores de precipitação pluvial, x, definiu os totais  $\sum x_{ij}(t)$  e  $\sum \ln [x_{ij}(t)]$ , para cada dia t chuvoso,  $j=1$  e em função do estado do dia t-1,  $i=1$  ou  $i=0$ . Assim, com a utilização da equação 5.10 foram obtidos os valores de estimativa de  $\kappa$  para o dia t chuvoso antecedido por dia também chuvoso e de estimativa de  $\kappa$  para o dia t chuvoso antecedido por dia seco. Os valores de  $\sum x_{ij}(t)$  e de  $n_{ij}(t)$  possibilitaram o cálculo dos valores médios para as quantidades de precipitação,  $\mu_{ij}(t)$ . Desta forma, foi obtido a seqüência de 365 com valores médios de precipitação pluvial diária para cada dia chuvoso antecedido por dia também chuvoso ou antecedido por dia seco.

A etapa seguinte consistiu em definir o número de termos harmônicos necessários para representar a variabilidade anual em  $\mu(t)$ . Um modelo linear generalizado (MLG) foi ajustado aos dados com distribuição gama por uma função de ligação logarítmica, com as variáveis explicativas definidas pelas funções harmônicas do tempo controladas por um

preditor linear. Para a cadeia de Markov de primeira ordem, tem-se o modelo para a quantidade de precipitação no dia  $t$  chuvoso:

$$\ln[\mu_{i1}(t)] = \eta(t) \quad (5.11)$$

sendo  $i=1$  quando o dia  $t-1$  era chuvoso ou  $i=0$  quando o dia  $t-1$  era seco, e o preditor linear  $\eta(t)$  tendo a forma:

$$\begin{aligned} \eta(t) = & \lambda_0 + \lambda_1 \cos(2\pi t / 365) + \lambda_2 \sin(2\pi t / 365) + \\ & + \lambda_3 \cos(4\pi t / 365) + \lambda_4 \sin(4\pi t / 365) \end{aligned} \quad (5.12)$$

Assim sendo, o modelo linear generalizado (MLG) foi ajustado aos dados com distribuição gama através de uma função de ligação logarítmica contendo um preditor linear controlando as variáveis explicativas definidas pelas funções harmônicas do tempo. Modelos com quantidade crescente de termos harmônicos foram ajustados pela máxima verossimilhança, sendo a estatística deviança determinada para cada um deles. O modelo ajustado é definido, então, para aquele em que a inclusão de termos harmônicos adicionais não resulta em redução significativa do valor da deviança.

Como no caso do modelo de ocorrência de chuva, os cálculos foram realizados com a utilização de rotina elaborada para o programa estatístico para computador Genstat (GENSTAT 5 COMMITTEE, 1993).

## 5.5 Geração das séries de precipitação pluvial diária

As séries de precipitação pluvial diária foram geradas considerando a modelagem da ocorrência de precipitação e, para o dia chuvoso,  $t=1$ , a utilização da modelagem da quantidade de precipitação pluvial. A geração da série foi operacionalizada com a utilização da rotina elaborada para o programa estatístico para computador Genstat (GENSTAT 5 COMITEE, 1993) apresentada no Anexo 1.

A geração das séries sintéticas de precipitação pluvial diária consistiu na elaboração de 100 séries de vinte e três anos. O número de anos considerados, vinte e três para cada série gerada, corresponde ao número de anos das séries históricas dos dados meteorológicos utilizados na análise. Desta forma, foi evitada a extrapolação dos valores

gerados pelo modelo. A geração de 100 séries foi adotada para a obtenção do tamanho da amostra necessário para definir o intervalo de confiança de 95% para a inferência estatística.

## 5.6 Evapotranspiração da soja

A estimativa da evapotranspiração da soja foi realizada pelo método combinado de Penman sendo o termo do saldo de radiação estimada por uma função que relaciona a radiação solar global e o saldo de radiação medido sobre a cultura da soja nas condições climáticas do Rio Grande do Sul obtida por BERLATO (1987). Este procedimento foi utilizado para fundamentar a incorporação das características meteorológicas locais e da planta analisada na determinação da evapotranspiração da cultura nas condições climáticas de Cruz Alta (RS). Portanto, a associação do método combinado de Penman com o saldo de radiação relacionado à soja no Rio Grande do Sul será denominado, na abordagem adotada neste estudo, evapotranspiração da soja (ETs).

A estimativa da evapotranspiração da soja foi realizada pelo método combinado de Penman.. O método combinado de Penman adotado é representado por:

$$ET = \frac{\left[ \left( \frac{\Delta}{\gamma} \right) \left( \frac{R_n}{59} \right) + E_a \right]}{\left[ \left( \frac{\Delta}{\gamma} \right) + 1 \right]} \quad (5.13)$$

sendo:

ET: a evapotranspiração em mm.dia<sup>-1</sup>;

$\Delta$ : o coeficiente angular da curva que relaciona a pressão de saturação e a temperatura, em mmHg.°C<sup>-1</sup>;

$\gamma$ : o coeficiente psicrométrico, em mmHg.°C<sup>-1</sup>;

Rn: o saldo de radiação, em cal.cm<sup>-2</sup>.dia<sup>-1</sup>;

Ea: o termo aerodinâmico.

O termo aerodinâmico do método combinado de Penman foi calculado utilizando-se a expressão:

$$E_a = 0,35(e_s - e_a)(0,5 + 0,01U_2) \quad (5.14)$$

sendo:

$e_s$ : a pressão de saturação do vapor, em mmHg;

$e_a$ : a pressão atual de vapor, em mmHg;

$U_2$ : a velocidade do vento a 2,0 m de altura, em milhas.dia<sup>-1</sup>.

A pressão de saturação de vapor foi relacionada com a temperatura do ar. Seguindo a metodologia para a estimativa da evapotranspiração descrita em ALLEN et al. (1998) e considerando a temperatura média diária do ar, a relação entre a temperatura do ar e a pressão de saturação de vapor é a seguinte:

$$e_s = 0,6108 \cdot e^{\left( \frac{17,27 \cdot T_{med}}{T_{med} + 237,3} \right)} \quad (5.15)$$

sendo:

$e_s$  a pressão de saturação de vapor na temperatura do ar (kPa);

$T_{med}$  a temperatura média diária do ar ( °C);

A temperatura média diária do ar foi calculada em função das temperaturas máxima e mínima diárias segundo a equação:

$$T_{med} = \frac{T_{máx} + T_{mín}}{2} \quad (5.16)$$

sendo:

$T_{med}$  a temperatura média diária do ar ( °C);

$T_{máx}$  a temperatura máxima diária do ar ( °C);

$T_{mín}$  a temperatura mínima diária do ar ( °C).

A pressão atual de vapor foi calculada com base na umidade relativa do ar. A pressão parcial de vapor foi calculada por:

$$e_a = \frac{UR_{med}}{100} \cdot e_s \quad (5.17)$$

sendo:

$e_a$  a pressão parcial de vapor (kPa);

$e_s$  a pressão de saturação de vapor na temperatura média do ar (kPa);

$UR_{med}$  a umidade relativa média diária do ar, definida como a média aritmética entre  $UR_{max}$  e  $UR_{min}$  (%);

A declividade da curva da pressão de saturação de vapor em função da temperatura foi calculada pela equação:

$$\Delta = \frac{4098 \cdot es}{(T_{med} + 237,3)^2} \quad (5.18)$$

sendo:

$\Delta$  a declividade da curva de pressão de vapor na temperatura do ar ( $kPa^{\circ}C^{-1}$ );

$e$  a pressão de saturação de vapor (kPa);

$T_{med}$  a temperatura média diária ( $^{\circ}C$ ).

A relação entre radiação solar global e saldo de radiação medido sobre a cultura de soja foi analisada por BERLATO et al. (1986). Esta equação foi ajustada em Taquari (RS) e foi utilizada por BERLATO (1987) para estimar a evapotranspiração da cultura da soja nas localidades de Guaíba, São Borja, Júlio de Castilhos, Cruz Alta e Santo Augusto, cujos dados de rendimento e fenologia serviram de base para a parametrização e validação do modelo de relação entre rendimento de grãos de soja e déficit hídrico. Esta função foi adotada para estimar o saldo de radiação neste estudo. A equação de regressão linear obtida por BERLATO (1987), ajustada por mínimos quadrados, com coeficiente de determinação ( $r^2$ ) de 0,95, é dada por:

$$R_n = -50,90 + 0,73R_s \quad (5.19)$$

sendo:

$R_n$  o saldo de radiação no período de 24 horas na cultura de soja com índice de área foliar  $IAF > 2,5$  (cobertura quase completa do solo, início do florescimento — estágio R1);

$R_s$  a radiação solar global ( $cal.cm^{-2}.dia^{-1}$ ).

A estimativa da evapotranspiração da soja através do método combinado de Penman, sendo o saldo de radiação sobre a cultura da soja determinado pela equação de regressão obtida por BERLATO (1987) — Equação 5.19 —, foi adotada para todos os subperíodos de desenvolvimento da cultura. Desta forma, nos subperíodos fenológicos iniciais da cultura, com cobertura incompleta do solo, a evapotranspiração máxima é menor que a

evapotranspiração de referência e, no balanço hídrico, se superestima o déficit hídrico. A Equação 5.19 foi utilizada para todos os subperíodos fenológicos da soja no modelo de predição de Jensen com a estimativa da evapotranspiração máxima associando a relação entre o saldo de radiação sobre a cultura e a radiação solar global por BERLATO (1987). Este modelo de predição do rendimento de soja parametrizado e validado apresentou o coeficiente de determinação ( $r^2$ ) igual a 0,914 para o modelo considerando quatro termos representando o consumo relativo de água nos quatro períodos de desenvolvimento da cultura, e o coeficiente de determinação ( $r^2$ ) igual a 0,954 para o modelo que utilizou dois termos representando o consumo relativo de água nos períodos vegetativo e reprodutivo da soja. Na análise dos resultados obtidos na parametrização do modelo realizado por BERLATO (1987), representado pelos elevados valores de coeficiente de determinação, constata-se que a adoção do índice de área foliar maior que 2,5 não afetou o modelo de predição do rendimento de soja.

As expressões adotadas neste estudo utilizam unidades diferentes para expressar a energia e a pressão. Os valores de pressão tiveram as suas unidades convertidas para as unidades de entrada nas equações pertinentes considerando a relação  $101,325 \text{ kPa} = 760 \text{ mmHg}$ . As unidades que expressam a energia recebida por unidade de superfície por unidade de tempo e os fatores de conversão são apresentados na Tabela 5.2.

Tabela 5.2 – Fatores de conversão entre as unidades utilizadas para representar a radiação solar. Fonte: Boletim FAO56 (ALLEN et al., 1998).

<b>unidades</b>	<b>MJ m<sup>-2</sup> dia<sup>-1</sup></b>	<b>J cm<sup>-2</sup> dia<sup>-1</sup></b>	<b>cal cm<sup>-2</sup> dia<sup>-1</sup></b>	<b>W m<sup>-2</sup></b>	<b>mm dia<sup>-1</sup></b>
<b>1 MJ m<sup>-2</sup> dia<sup>-1</sup></b>	1	100	23,9	11,6	0,408
<b>1 cal cm<sup>-2</sup> dia<sup>-1</sup></b>	4,1868 10 <sup>-2</sup>	4,1868	1	0,485	0,0171
<b>1 W m<sup>-2</sup></b>	0,0864	8,64	2,06	1	0,035
<b>1 mm dia<sup>-1</sup></b>	2,45	245	58,5	28,4	1

Os valores de evapotranspiração estimados a partir do método combinado de Penman associado à estimativa do saldo de radiação pela relação entre radiação solar global e saldo de radiação medido sobre a cultura de soja ajustada por BERLATO et al. (1987) determinou a evapotranspiração da soja.

Devido à estimativa do saldo de radiação solar ( $R_n$ ), a evapotranspiração da soja foi totalizada para períodos de cinco dias. Conforme BERLATO (1987), no caso do valor do saldo de radiação ( $R_n$ ) estimado empiricamente ser utilizado no método de Penman, o intervalo de tempo para a estimativa da evapotranspiração não deve ser inferior a cinco ou dez dias.

## 5.7 Geração das séries de evapotranspiração da soja

A evapotranspiração da soja foi gerada com a utilização do método combinado de Penman sendo o saldo de radiação solar estimada por uma função que relaciona a radiação solar global e o saldo de radiação medido sobre a cultura da soja obtida por BERLATO (1987). Os dados de radiação solar, temperatura do ar, umidade do ar e velocidade do vento necessários para a resolução do método combinado de Penman foram gerados com a utilização do programa para computador ClimGen (*Climatic Data Generator*), seguindo os procedimentos para a sua utilização descritos em NELSON (2003).

O programa ClimGen utiliza a latitude, longitude, altitude e os dados meteorológicos históricos de radiação solar, temperatura do ar, umidade do ar e velocidade do vento, na escala diária, registrados em Cruz Alta (RS). para ajustar os parâmetros incorporados na rotina de processamento. As séries históricas totalizavam vinte e três anos de dados diários compreendidos no período de janeiro de 1975 a dezembro de 1997. O procedimento para a geração das séries esperadas de evapotranspiração da soja está representado na Figura 5.5.

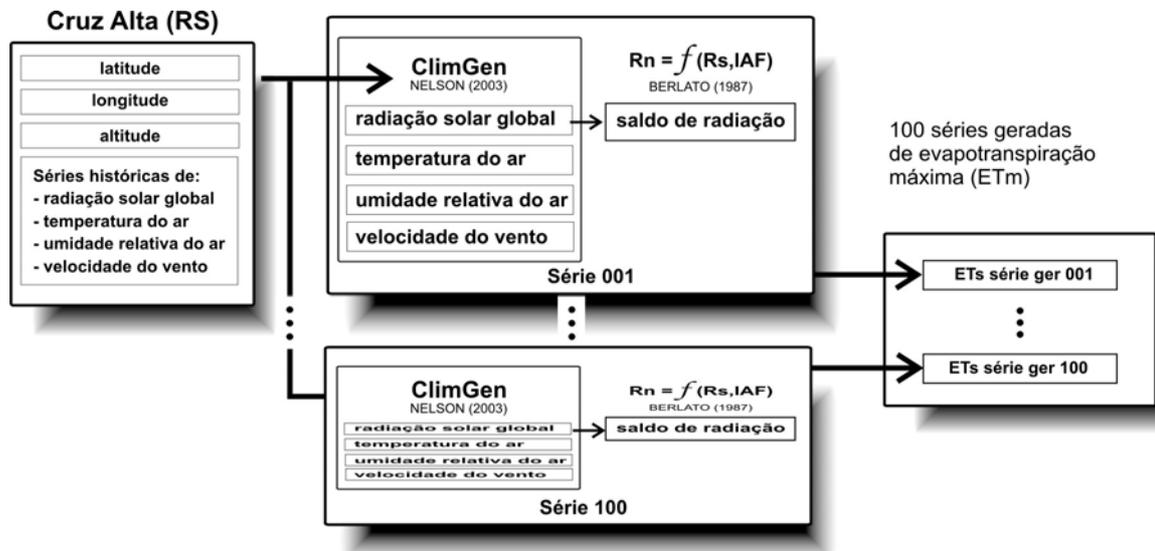


Figura 5.5 – Representação esquemática do procedimento para a geração das séries de evapotranspiração da soja (ETs), sendo:  $R_n$  o saldo de radiação solar, IAF o índice de área foliar.

Desta forma, em função do ajuste aos dados históricos de Cruz Alta (RS), as séries de valores de temperaturas máxima e mínima diária, radiação solar global, umidade relativa do ar e velocidade do vento foram geradas através do programa para computador ClimGen (NELSON, 2003).

A escolha do ClimGen deveu-se às suas características de geração estocástica das variáveis meteorológicas. A abordagem estocástica adotada na geração das variáveis meteorológicas apresenta vantagem em relação aos tratamentos determinísticos por adicionar informações sobre a probabilidade de ocorrência desses eventos meteorológicos. O aprendizado necessário para a utilização do programa demanda relativamente pouco tempo. Assim, a facilidade na utilização dos procedimentos para a entrada dos dados originais e interpretação dos resultados gerados pelo programa são fatores positivos do ClimGen.

A disponibilização do programa ClimGen é bastante facilitada para o seu uso em pesquisa científica, tendo sido suficiente o contato com os seus autores (NELSON, 2003). Este contato, quando realizado utilizando a Internet, agiliza tanto a solicitação e justificativa do seu uso quanto o recebimento do programa.

Os valores de temperaturas máxima e mínima diárias do ar e de radiação solar global são gerados com o ajuste ao modelo auto-regressivo de primeira ordem. Os valores de umidade do ar são gerados a partir dos valores de temperatura máxima e mínima do ar simulados no passo anterior com a utilização dos conceitos de pressão de saturação de vapor e de pressão atual de vapor. Os valores de velocidade do vento diários são gerados usando a distribuição de Weibull (NELSON, 2003).

Os valores simulados de radiação solar, temperatura do ar, umidade do ar e velocidade do vento pelo programa ClimGen foram utilizadas para gerar os valores esperados de evapotranspiração da soja (ETs) através do método combinado de Penman associada à função que relaciona a radiação solar global e o saldo de radiação medido sobre a cultura de soja sob as condições climáticas do Rio Grande do Sul obtida por BERLATO (1987). Este procedimento foi utilizado para fundamentar a incorporação das características meteorológicas locais e da cultura analisada na determinação da evapotranspiração máxima da cultura nas condições climáticas de Cruz Alta (RS). Os valores assim obtidos foram totalizados para períodos quinquidinais.

A geração das séries de evapotranspiração da soja quinquidinais consistiu na elaboração de 100 séries de vinte e três anos. O número de anos considerados, vinte e três para cada série gerada, corresponde ao número de anos das séries históricas dos dados meteorológicos utilizados na análise. Desta forma, foi evitada a extrapolação dos valores

gerados pelo modelo. A geração de 100 séries possibilitou a obtenção do tamanho da amostra necessário para definir o intervalo de confiança de 95% para a inferência estatística.

## 5.8 Evapotranspiração real

Na determinação da evapotranspiração real da cultura de soja foi utilizada a estimativa por meio do balanço hídrico climático desenvolvido por THORNTHWAITE e MATHER (1955) adotando a metodologia descrita em PEREIRA et al. (2002), CUNHA (1999); MOTA (1983) e OMETTO (1981).

A escolha desta metodologia é justificada por ser amplamente utilizada, o que significa que as suas vantagens e limitações foram amplamente estudadas. Conforme CUNHA (1999), esta é a metodologia mais utilizada para fins agroclimatológicos, consistindo na diferença entre a precipitação pluvial e a evapotranspiração de referência considerando-se uma determinada capacidade de armazenamento de água no solo. A escala de tempo adotada para o balanço hídrico foi quinzenal devido à estimativa do termo do saldo de radiação solar no modelo combinado de Penman para a estimativa da evapotranspiração da soja.

O método de THORNTHWAITE e MATHER (1955) considera que a perda de água por evapotranspiração é diretamente proporcional ao conteúdo de água no solo. Segundo o método, o armazenamento varia exponencialmente com o negativo acumulado conforme a expressão:

$$ARM_i = CAD_i \cdot e^{\frac{-L_i}{CAD_i}} \quad (5.20)$$

sendo:

$L_i$ : o negativo acumulado no período  $i$  (mm);

$ARM_i$ : o armazenamento no período  $i$  (mm);

$CAD_i$ : a capacidade de água disponível no período  $i$  (mm).

O balanço hídrico climático é mais utilizado para fins de caracterização da disponibilidade hídrica de uma região com bases climatológicas e comparativas, tornando a seleção da capacidade de água disponível no solo (CAD) mais em função do tipo de cultura ao qual se quer aplicá-lo do que ao tipo de solo, conforme PEREIRA et al. (2002). Segundo REICHARDT e TIMM (2004), o solo e as distribuições das diferentes partes das plantas, dentro e fora do solo, são fundamentalmente heterogêneos. As variações no solo são

decorrentes das taxas variáveis nas quais atuaram os processos de sua formação e da atuação do homem durante seu cultivo. Assim, medidas de parâmetros do solo e da planta apresentam, muitas vezes, irregularidades que podem ou não estar distribuídas ao acaso em relação à sua distribuição espacial no campo. Desta forma, a utilização de valores precisos das características físico-hídricas do solo que definem a capacidade de armazenamento de água no solo de acordo com a variabilidade espacial e temporal de atributos de solos e de plantas em condições de campo na localidade em estudo apresentam complexidade que não se ajusta à abordagem adotada neste estudo. Assim, foi adotado o valor de 75 mm para o armazenamento de água no solo como valor médio para Cruz Alta (RS).

As simulações de cálculo de balanço hídrico para cultivares de soja no Rio Grande do Sul realizadas por CUNHA et al. (2001) adotou o valor de 75 mm para a capacidade de água disponível para solos Podzólicos Vermelho-Amarelo e Vermelho-Escuro, Latossolos Roxo e Vermelho-Escuro com mais de 35% de argila, Cambissolos Eutróficos e solos Aluviais de textura média e argilosa. Com o objetivo de parametrizar e validar o modelo multiplicativo de Jensen modificado para a estimativa do rendimento de grão de soja no estado do Rio Grande do Sul, FONTANA et al. (2001) utilizou a capacidade de armazenamento de água no solo de 75 mm para a realização do balanço hídrico climatológico.

O saldo de água no solo é considerado como a quantidade de água equivalente a diferença entre a precipitação pluvial e a evapotranspiração máxima da cultura conforme DOURADO-NETO et al. (1999). Esse valor foi estimado por:

$$S_i = P_i - ETm_i \quad (5.21)$$

sendo:

$S_i$ : o saldo no período  $i$  (mm);

$P_i$ : a precipitação pluvial no período  $i$  (mm);

$ETm$ : a evapotranspiração máxima da cultura no período  $i$  (mm).

O negativo acumulado é a diferença acumulada das chuvas e da evapotranspiração da cultura avaliada em um período de análise, em outras palavras, o somatório da seqüência de valores negativos da diferença da precipitação pluvial e a evapotranspiração. Segundo CUNHA (1999), o negativo acumulado representa a perda potencial de água que pode ocorrer em virtude da precipitação pluvial não atender à demanda imposta pela evapotranspiração. O

método de THORNTHWAITE e MATHER (1955) contabiliza o negativo acumulado e o armazenamento, que são calculadas simultaneamente, considerando duas situações:

a) Se o saldo é negativo ( $S_i < 0$ ), então:

$$L_i = L_{i-1} + |S_i| \quad (5.22)$$

e

$$ARM_i = CAD_i \cdot e^{\frac{-L_i}{CAD_i}} \quad (5.23)$$

sendo:

$L_i$ : o negativo acumulado no período  $i$  (mm);

$S_i$ : o saldo no período  $i$  (mm);

$ARM_i$ : o armazenamento no período  $i$  (mm);

$CAD_i$ : a capacidade de água disponível no período  $i$  (mm).

b) Se o saldo é positivo ( $S_i > 0$ ), então:

$$ARM_i = ARM_{i-1} + S_i \quad (5.24)$$

e

$$L_i = -CAD_i \ln\left(\frac{ARM_i}{CAD_i}\right) \quad (5.25)$$

sendo:

$ARM_i$ : o armazenamento no período  $i$  (mm);

$S_i$ : o saldo no período  $i$  (mm);

$L_i$ : o negativo acumulado no período  $i$  (mm);

$CAD_i$ : a capacidade disponível de água no período  $i$  (mm).

A metodologia descrita por PEREIRA et al. (2002), CUNHA (1999), MOTA (1983), OMETTO (1981) propõe a marcha dos cálculos formando uma planilha de cálculo

com os termos do balanço hídrico ordenado por colunas. Esta metodologia foi adotada possibilitando a estimativa dos valores quinqüidinais de evapotranspiração real (ETR).

A metodologia adotada caracteriza o balanço hídrico seriado com clara destinação para análise climatológica, com intervalo de tempo quinqüidinal condicionado pela estimativa do termo do saldo de radiação para a estimativa da evapotranspiração da soja através do método combinado de Penman. Na abordagem adotada no presente estudo, admitiu-se a totalidade da capacidade disponível de água no solo (CAD) como utilizável pela planta, além da precipitação total. Os estudos que utilizam o balanço hídrico para determinar a necessidade de irrigação suplementar não adotam esta simplificação, considerando, portanto, a precipitação efetiva e água disponível para a planta como fração da capacidade disponível de água condicionada ao desenvolvimento da cultura. Os estudos de BACK (1997) e FRANKE (1996), que relacionam a necessidade de irrigação suplementar nas culturas de soja, milho e feijão, adotam a metodologia do balanço hídrico incorporando os conceitos de água efetivamente disponível à cultura e de precipitação efetiva. Não obstante o aumento da precisão na estimativa do consumo de água pela cultura, o aumento na complexidade para a determinação do termo de entrada nos modelos de balanço hídrico mais completos, não é acompanhada pelo mesmo rigor na busca por precisão pelos demais termos adotados no modelo de predição do rendimento da cultura, o termo do rendimento relativo, que utiliza valores divulgados para uma região inteira englobando, portanto, diversos produtores, incorporando imprecisões nos valores declarados e posteriormente totalizados para os órgãos de divulgação.

A metodologia do balanço hídrico simplificado, adotado neste estudo, encontra respaldo nos estudos realizados por BERLATO (1987) e FONTANA(2001), que a utilizaram para estimar a evapotranspiração real (ETR) para o ajuste do modelo de predição do rendimento de Jensen, mais precisamente, do termo de consumo relativo de água (ETR/ETm). Este procedimento permitiu a comparação dos resultados obtidos no ajuste do modelo de predição do rendimento com aqueles citados na literatura.

## 5.9 Geração das séries de evapotranspiração real

A geração das séries de evapotranspiração real foi realizada pela utilização da planilha de cálculo com os termos do balanço hídrico ordenado por colunas, semelhante ao empregado para estimar a série histórica.

As séries foram geradas tendo como dados de entrada para o procedimento, as séries geradas de precipitação pluvial totalizadas para valores quinzenais e as séries geradas de evapotranspiração da soja quinzenais. As séries foram numeradas, tanto as de precipitação pluvial quanto as de evapotranspiração da soja e a sua relação no balanço hídrico obedeceu ao número das respectivas séries. A Figura 5.6 apresenta o procedimento adotado.

A geração das séries de evapotranspiração real quinzenal resultou na elaboração de 100 séries de vinte e três anos. O número de anos considerados, vinte e três para cada série gerada, corresponde ao número de anos das séries históricas dos dados meteorológicos utilizados na análise. Desta forma, foi evitada a extrapolação dos valores gerados pelo modelo. A geração de 100 séries possibilitou a obtenção do tamanho da amostra necessário para definir o intervalo de confiança de 95% para a inferência estatística.

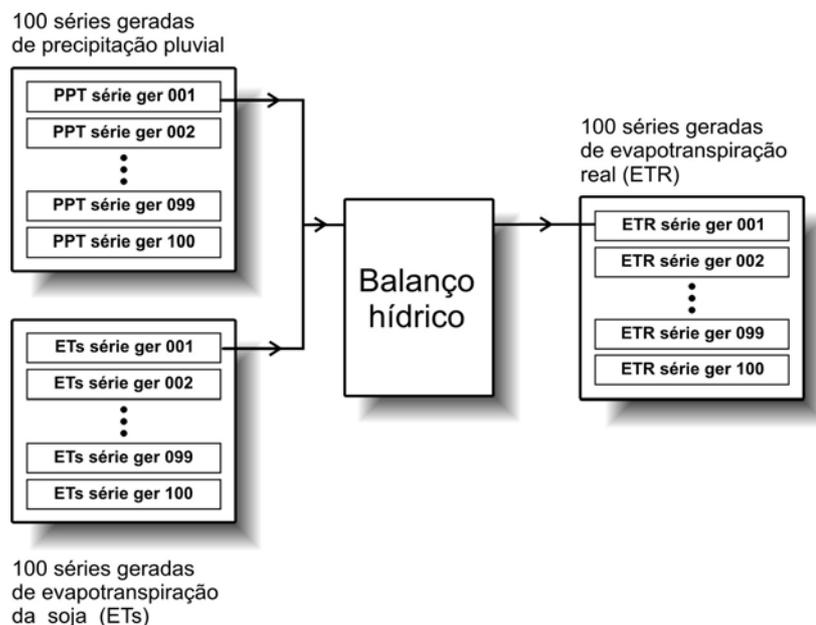


Figura 5.6 – Representação esquemática do procedimento para geração das séries de evapotranspiração real (ETR) por meio do balanço hídrico climático.

### 5.10 Determinação do rendimento esperado de grãos

A estimativa do rendimento de grãos de soja foi obtida utilizando-se o modelo de predição do rendimento proposto por JENSEN (1968) na qual o termo da evapotranspiração máxima do modelo foi calculado através do método combinado de Penman e pela função de regressão entre o saldo de radiação sobre a cultura da soja ( $R_n$ ) e a radiação solar global ( $R_s$ ) no Rio Grande do Sul adotado por BERLATO (1987). O modelo é representado pela expressão:

$$\frac{Y}{Y_m} = \prod_{i=1}^n \left( \frac{ETR}{ET_s} \right)_i^{\lambda_i} \quad (5.26)$$

sendo:

Y: o rendimento esperado de grãos de soja em um ano agrícola ( $\text{kg} \cdot \text{ha}^{-1}$ );

$Y_m$ : o rendimento máximo de grãos de soja obtido na região ( $\text{kg} \cdot \text{ha}^{-1}$ );

ETR: a evapotranspiração real, mm no período considerado;

ET<sub>s</sub>: a evapotranspiração da soja, mm no período considerado;

$\lambda_i$ : os coeficientes que representam a sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico para os  $i$  períodos considerados no ajuste do modelo;

$i$ : os períodos do ciclo de desenvolvimento da soja considerados para o ajuste do modelo.

Os coeficiente de sensibilidade relativa ao déficit hídrico ( $\lambda_i$ ) de acordo com os períodos ( $i$ ) considerados, foram estimados pelo método de minimização dos erros quadráticos das transformadas logarítmicas do modelo de predição do rendimento de Jensen.

O modelo de predição do rendimento foi ajustado considerando-se três abordagens diferentes. Os períodos de desenvolvimento da planta, os meses em que a cultura permanece no campo e os meses de maior déficit hídrico em que a cultura está no campo foram utilizados para ajustar o modelo.

No primeiro ajuste, o modelo de predição do rendimento considerou os diferentes períodos do desenvolvimento da cultura e três épocas de semeadura para cultivares de soja de ciclo de maturação médio adotados de MATZENAUER et al. (1998). Este ajuste originou três modelos correspondentes a cada mês de semeadura para a cultivar de soja de ciclo de maturação médio.

O ciclo de desenvolvimento da soja foi dividido em quatro períodos fenológicos. Os períodos fenológicos adotados foram:

- a) Da semeadura até vinte dias após a emergência, coincidindo com a primeira folha trifoliolada desenvolvida, denominado período de estabelecimento da cultura (S — V<sub>2</sub>);
- b) De vinte dias após a emergência até o início do florescimento, denominado período vegetativo da cultura (V<sub>2</sub> — R<sub>1</sub>);
- c) Do início do florescimento ao início do enchimento de grãos, denominado período reprodutivo da cultura (R<sub>1</sub> — R<sub>5</sub>);
- d) Do enchimento de grãos até a maturação fisiológica, denominado período de maturação de grãos da cultura de soja (R<sub>5</sub> — R<sub>7</sub>).

Os períodos fenológicos da soja adotados para o ajuste do modelo de predição do rendimento foram associados para as épocas de semeadura de outubro, novembro e dezembro, consideradas ocorridas no dia primeiro do mês, utilizando-se a fenologia média de cultivares de soja de ciclo de maturação médio. A fenologia média para cultivares de soja de ciclo de maturação médio em três épocas de semeadura da soja para a região do planalto médio do Rio Grande do Sul onde está localizado o município de Cruz Alta está representada na Figura 5.7. Com base na relação das três épocas de semeadura e os períodos do ciclo de desenvolvimento da soja foram analisados os modelos para definir os coeficientes de sensibilidade ao déficit hídrico. Desta forma, foram ajustados três modelos de predição do rendimento em função da época de semeadura e período de desenvolvimento da cultura.

O modelo de predição do rendimento segundo os quatro períodos fenológicos em que foi dividido o ciclo de desenvolvimento da soja é representado pela seguinte equação:

$$\frac{Y}{Y_m} = \left(\frac{ETR}{ET_s}\right)_1^{\lambda_1} \times \left(\frac{ETR}{ET_s}\right)_2^{\lambda_2} \times \left(\frac{ETR}{ET_s}\right)_3^{\lambda_3} \times \left(\frac{ETR}{ET_s}\right)_4^{\lambda_4} \quad (5.27)$$

sendo:

Y: os rendimento esperado de grãos de soja em um ano agrícola (kg.ha<sup>-1</sup>);

Y<sub>m</sub>: o rendimento máximo de grãos de soja obtido na região (kg.ha<sup>-1</sup>);

ETR: a evapotranspiração real, mm no período considerado;

ET<sub>s</sub>: a evapotranspiração da soja, mm no período considerado.

λ<sub>i</sub>: os coeficientes que representam a sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico segundo os i períodos considerados no ajuste do modelo;

i: os períodos do ciclo de desenvolvimento da soja considerados para o ajuste do modelo.

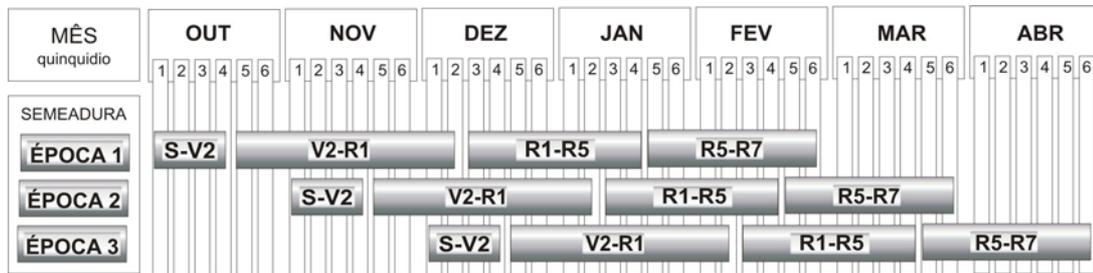


Figura 5.7 – Fenologia média para cultivares de soja de ciclo de maturação médio em três épocas de semeadura da soja para a região do planalto médio do Rio Grande do Sul: S-V2: da semeadura a 20 dias após, coincidindo com a primeira folha trifoliolada desenvolvida; V2-R1: de V2 ao início da floração; R1-R5: de R1 ao início de enchimento de grãos; R5-R7: de R5 à maturação fisiológica. Fonte: MATZENAUER et al. (1998).

No segundo ajuste do modelo de predição do rendimento foram considerados os meses de outubro, novembro, dezembro, janeiro, fevereiro, março e abril, que são os meses em que a cultura da soja tende a estar no campo nas condições de Cruz Alta (RS). Neste caso não foi feita a distinção entre as diferentes fases de desenvolvimento da cultura. O modelo de predição do rendimento é representado pela equação:

$$\frac{Y}{Y_m} = \left(\frac{ETR}{ET_s}\right)_{out}^{\lambda_1} \times \left(\frac{ETR}{ET_s}\right)_{nov}^{\lambda_2} \times \left(\frac{ETR}{ET_s}\right)_{dez}^{\lambda_3} \times \left(\frac{ETR}{ET_s}\right)_{jan}^{\lambda_4} \times \left(\frac{ETR}{ET_s}\right)_{fev}^{\lambda_5} \times \left(\frac{ETR}{ET_s}\right)_{mar}^{\lambda_6} \times \left(\frac{ETR}{ET_s}\right)_{abr}^{\lambda_7} \quad (5.28)$$

sendo:

Y: o rendimento esperado de grãos de soja em um ano agrícola ( $\text{kg} \cdot \text{ha}^{-1}$ );

$Y_m$ : o rendimento máximo de grãos de soja obtido na região ( $\text{kg} \cdot \text{ha}^{-1}$ );

ETR: a evapotranspiração real, mm no mês considerado;

$ET_s$ : a evapotranspiração da soja, mm no mês considerado;

$\lambda_i$ : os coeficientes que representam a sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico para cada mês em que a soja encontra-se no campo.

O terceiro ajuste do modelo de predição do rendimento considerou os meses de janeiro, fevereiro e março que representa os meses em que a cultura da soja tende a apresentar maior sensibilidade ao déficit hídrico. Também neste caso não foi feita a distinção entre as

diferentes fases de desenvolvimento da cultura. O modelo de predição do rendimento é representado pela equação:

$$\frac{Y}{Y_m} = \left( \frac{ETR}{ET_s} \right)_{\text{jan}}^{\lambda_1} \times \left( \frac{ETR}{ET_s} \right)_{\text{fev}}^{\lambda_2} \times \left( \frac{ETR}{ET_s} \right)_{\text{mar}}^{\lambda_3} \quad (5.29)$$

sendo:

Y: os rendimento esperado de grãos de soja em um ano agrícola ( $\text{kg} \cdot \text{ha}^{-1}$ );

Y<sub>m</sub>: o rendimento máximo de grãos de soja obtido na região ( $\text{kg} \cdot \text{ha}^{-1}$ );

ETR: a evapotranspiração real, mm no mês considerado;

ET<sub>s</sub>: a evapotranspiração da soja, mm no mês considerado.

$\lambda_i$ : os coeficientes que representam a sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico para os meses de janeiro, fevereiro e março em que a soja apresenta maior sensibilidade ao déficit hídrico.

### 5.11 Geração das séries de rendimento de soja

As séries sintéticas de rendimento de soja foram geradas com base no modelo de predição do rendimento de Jensen. O termo do consumo relativo de água da cultura do modelo de predição do rendimento foi calculado pela relação entre as séries geradas de evapotranspiração real e as séries geradas de evapotranspiração da soja. A numeração das séries, tanto as de evapotranspiração real quanto as de evapotranspiração da soja, foram respeitadas, obtendo-se assim, séries de rendimento de soja mantendo as relações de dependência verificadas na estimativa da evapotranspiração real e na evapotranspiração da soja. O procedimento adotado está demonstrado na Figura 5.8.

A geração das séries sintéticas de rendimento esperado de grãos de soja consistiu-se na elaboração de 100 séries de vinte e dois anos. O número de anos considerados, vinte e dois para cada série gerada, corresponde ao número de vinte e três anos das séries históricas dos dados meteorológicos utilizados na análise. Desta forma, foi evitada a extrapolação dos valores gerados pelo modelo. A geração de 100 séries possibilitou a obtenção do tamanho da amostra necessário para definir o intervalo de confiança de 95% para possibilitar a inferência estatística da simulação de valores de rendimento de soja. Uma vez que a semeadura da safra

de soja ocorre iniciando-se em outubro, o número de safras é igual a vinte e três anos menos um, resultando, pois, nas vinte e duas safras para cada série gerada de rendimento de soja.

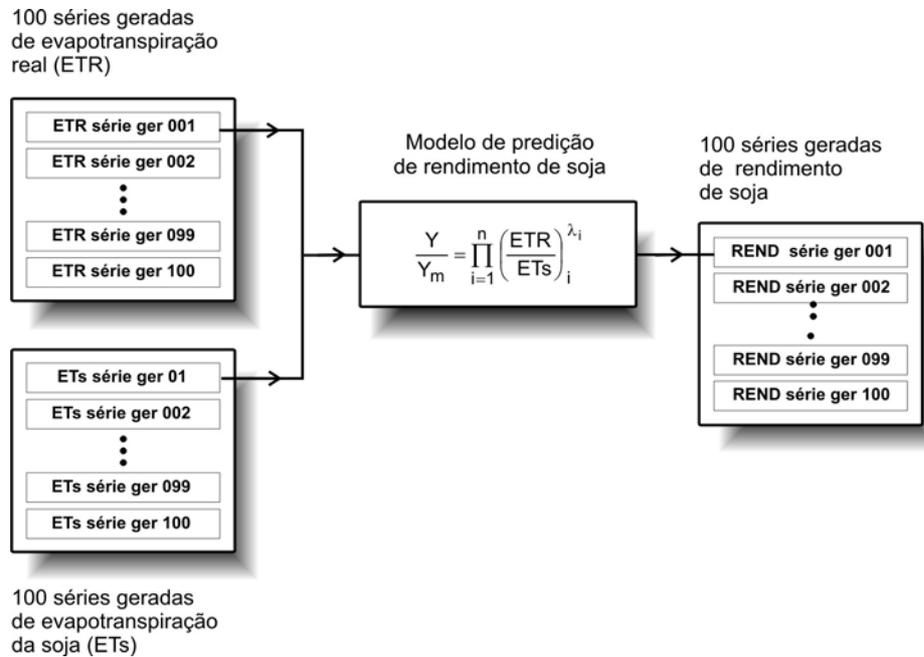


Figura 5.8 – Representação esquemática do procedimento para geração das séries sintéticas de rendimento esperado de soja por meio do modelo de predição do rendimento.

### 5.12 Determinação da distribuição de probabilidade do rendimento esperado

A análise do risco proposta neste presente estudo, adota o valor do rendimento da cultura de soja ( $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ ) como medida de mérito do investimento. A escolha do rendimento de soja como valor de mérito deve-se à facilidade de associação com o custo de produção da cultura. Uma vez definido o custo de produção, o sojicultor passa a considerar o seu valor em termos de equivalente de rendimento necessário para custeá-lo. Este rendimento de soja, assim definido, torna-se o valor mínimo de aceitação para o retorno do investimento na atividade produtiva.

Os valores simulados de rendimento de soja foram analisados com base na metodologia de MARCHETTI (1995) adaptada com a inclusão do rendimento de grãos de soja ( $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ ) como medida de mérito do investimento para a análise do perfil de risco do investimento na atividade de produção de soja. O conceito de valor mínimo de aceitação para a medida de mérito para análise econômica da atividade, portanto, adota o valor equivalente

ao do custo de produção de soja. Em outras palavras, o valor de aceitação é equivalente ao custo de produção em quantidade de soja por hectare ( $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ ) ou o termo sacos por hectare ( $\text{sacos}\cdot\text{ha}^{-1}$ ) comumente adotado.

As séries geradas de rendimento foram agrupadas segundo a frequência de ocorrência possibilitando a análise da distribuição de probabilidade. Os procedimentos adotados para a análise da distribuição de probabilidade seguiram a metodologia descrita por ASSIS et al. (1996). O valor de 240 kg equivalente a quatro sacos de soja — saco de 60 kg — foi adotado para definir o intervalo de classes e, conseqüentemente, a distribuição de frequência. A premissa do conjunto dos rendimentos gerados poder ser aproximado pelo modelo de distribuição normal foi analisado pelo teste de Kolmogorov-Smirnov utilizando o programa estatístico para computador Genstat (GENSTAT 5 COMITEE, 1993).

Considerando o rendimento de soja ( $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ ) como a medida de mérito a ser utilizada para a análise econômica do investimento na produção da cultura e de posse de sua distribuição de probabilidade, o valor esperado e o risco associado a ele foi quantificado. A metodologia proposta por MARCHETTI (1995) baseia-se no cálculo das medidas de dispersão dos valores simulados para quantificar o risco. Desta forma, a variância e o desvio padrão da distribuição de probabilidade do rendimento de soja medem a sua dispersão. Assim, a área da curva de distribuição de probabilidade à esquerda do valor mínimo de aceitação da medida de mérito, isto é, o rendimento de soja ( $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ ), representa graficamente a probabilidade de perda.

A noção de risco, identificada como a probabilidade do rendimento de soja ser menor que o equivalente ao custo de produção, foi fundamentada na suposição da distribuição normal dos valores gerados de rendimento. Com base nesta premissa, a probabilidade do rendimento esperado ser menor que o valor mínimo de aceitação foi calculada pela aplicação dos conceitos de distribuição normal padronizada.

A abordagem da probabilidade adotada por MARCHETTI (1995) como alternativa para a solução de problemas de incerteza em decisão de investimentos fundamenta-se nos conceitos básicos da probabilidade, mais especificamente, nas noções de distribuição de probabilidades. O aspecto relevante a ser considerado nesta proposta é a simulação estocástica da medida de mérito para análise do investimento com o uso do modelo que incorpora as variáveis causadoras do risco. Assim, o modelo adotado para a simulação da medida de mérito transmite para a análise as possíveis conseqüências futuras da variável causadora do risco no resultado esperado e suas probabilidades de ocorrência.

## 6 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Fundamentado nos conceitos descritos no capítulo ‘Revisão de bibliografia’ e adotando a metodologia relacionada no capítulo ‘Materiais e métodos’ foram obtidos os resultados a seguir discutidos. O Item 6.1 considera a modelagem da precipitação pluvial diária através da cadeia de Markov para a seqüência de dias chuvosos e secos e da função gama para a quantidade precipitada nos dias com ocorrência de chuva. O Item 6.2 analisa a geração da série de precipitação pluvial diária. A geração da série de evapotranspiração da soja é apresentada no Item 6.3 . A partir da série gerada de precipitação pluvial diária e da evapotranspiração da soja é gerada a evapotranspiração real que é apresentada no Item 6.4 . O Item 6.5 apresenta o ajuste dos parâmetros para a utilização do modelo de predição do rendimento de Jensen. As séries geradas de evapotranspiração da soja e a de evapotranspiração real são aplicadas no modelo de predição do rendimento para a geração da série esperada de produtividade da soja no Item 6.6 . A distribuição de probabilidade da produtividade de soja e o risco associado a um valor esperado são analisados no Item 6.7 .

### 6.1 Modelagem da precipitação pluvial diária

A análise da modelagem da precipitação pluvial diária foi realizada, conforme a metodologia adotada, em duas etapas: a modelagem da ocorrência da precipitação e a modelagem da quantidade precipitada.

#### 6.1.1 Ajuste do modelo de ocorrência de precipitação pluvial diária

A série histórica de precipitação pluvial diária de Cruz Alta (RS) do período 1/1/1975 a 31/12/1997 foi analisada, inicialmente, para determinar a seqüência de dias chuvosos e dias secos. Fundamentado na matriz de transição para a cadeia de Markov de segunda ordem foi executada a contagem das ocorrências  $n_{000}(t)$ , ...,  $n_{111}(t)$  para os  $t$  dias do ano,  $t=1$ , ..., 365, representando o número de dias com ocorrência do estado seco ou chuvoso no dia  $t$  em função do estado dos dois dias anteriores. Estes valores foram utilizados no cálculo das proporções de dias chuvosos condicionado ao estado dos dois dias antecedentes —  $r_{hi1}(t)$  — sendo  $h=1$ , chuvoso ou  $h=0$ , seco;  $i=1$ , chuvoso ou  $i=0$ , seco.

As probabilidades  $p_{hi1}(t)$ , portanto chuvoso no dia  $t - j=1$  — foram submetidas à análise de regressão logística para o ajuste dos coeficientes dos termos harmônicos e cálculo da deviança. Os resultados do ajuste da série histórica de precipitação pluvial diária de Cruz Alta (RS) à cadeia de Markov de segunda ordem estão apresentadas na Tabela 6.1.

Tabela 6.1 - Coeficientes para a regressão logística dos modelos  $p_{001}$ ,  $p_{011}$ ,  $p_{101}$  e  $p_{111}$  correspondendo aos modelos com diferentes números de termos harmônicos da série de Fourier —  $m=0$  para o modelo nulo,  $m=2$  para o ajuste de  $\cos(2\pi t/365)$ ,  $\sin(2\pi t/365)$ , e  $m=4$  para ajuste de  $\cos(2\pi t/365)$ ,  $\sin(2\pi t/365)$ ,  $\cos(4\pi t/365)$ ,  $\sin(4\pi t/365)$ ; sendo  $gl$  o grau de liberdade e  $D$  a deviança.

p001			p011			p101			p111		
m	gl	D	m	gl	D	m	gl	D	m	gl	D
0	362	387,8	0	358	500,2	0	356	408,9	0	352	475,3
2	360	381,5	2	356	497,0	2	354	405,7	2	350	472,7
4	358	381,0	4	354	493,8	4	352	395,3	4	348	465,7
6	356	372,9	6	352	488,4	6	350	394,0	6	346	463,7
m= 2            t pr.			m= 2            t pr.			m= 2            t pr.			m= 2            t pr.		
b0= -1,2421		<0,001	b0= 0,0456		0,410	b0= -0,8935		<0,001	b0= -0,1674		0,003
±0,0358			±0,0554			±0,0664			±0,0573		
b1= 0,0904		0,074	b1= -0,1306		0,098	b1= 0,1375		0,147	b1= 0,1273		0,115
±0,0507			±0,0789			±0,0948			±0,0808		
b2= -0,0859		0,089	b2= -0,0510		0,512	b2= 0,0946		0,307	b2= 0,0015		0,985
±0,0505			±0,0778			±0,0926			±0,0819		
m= 4            t pr.			m= 4            t pr.			m= 4            t pr.			m= 4            t pr.		
b0= -1,2413		<0,001	b0= 0,0452		0,416	b0= -0,6507		<0,001	b0= 0,1880		<0,001
±0,0358			±0,0555			±0,0673			±0,0581		
b1= 0,0922		0,070	b1= -0,0156		0,098	b1= 0,1338		0,163	b1= 0,1186		0,144
±0,0509			±0,0790			±0,0960			±0,0811		
b2= -0,0854		0,090	b2= -0,0596		0,445	b2= 0,0657		0,482	b2= 0,0057		0,828
±0,0504			±0,0781			±0,0935			±0,0830		
b3= -0,0159		0,754	b3= 0,0189		0,314	b3= -0,0242		0,798	b3= 0,0242		0,414
±0,0506			±0,0784			±0,0945			±0,0828		
b4= 0,1925		0,521	b4= 0,1260		0,140	b4= 0,1638		0,001	b4= 0,1138		0,013
±0,0506			±0,0787			±0,0947			±0,0814		

O uso de procedimentos gráficos foi um dos recursos utilizados para a análise dos resultados obtidos. Conforme CLARKE (2000, p.671) os procedimentos gráficos são componentes importantes no ajuste de modelos estatísticos para dados hidrológicos. O autor ressalta que a análise gráfica tem resultado numa técnica muito mais flexível para exame de

dados com desenvolvimento de pacotes estatísticos para cálculo como Genstat (GENSTAT 5 COMITEE, 1993) para uso interativo com computadores pessoais.

A Figura 6.1 representa graficamente os resultados obtidos para a regressão logística dos modelos para as probabilidades de transição  $p_{001}$  e  $p_{101}$ . Enquanto que a Figura 6.2 apresentam as probabilidades de transição  $p_{101}$  e  $p_{111}$  com a representação da respectiva curva ajustada. O exame das probabilidades de transição para dia chuvoso considerado o estado dos dois dias anteriores —  $p_{hi1}(t)$  — ao longo do ano aponta para a existência de ligeira flutuação devido à sazonalidade.

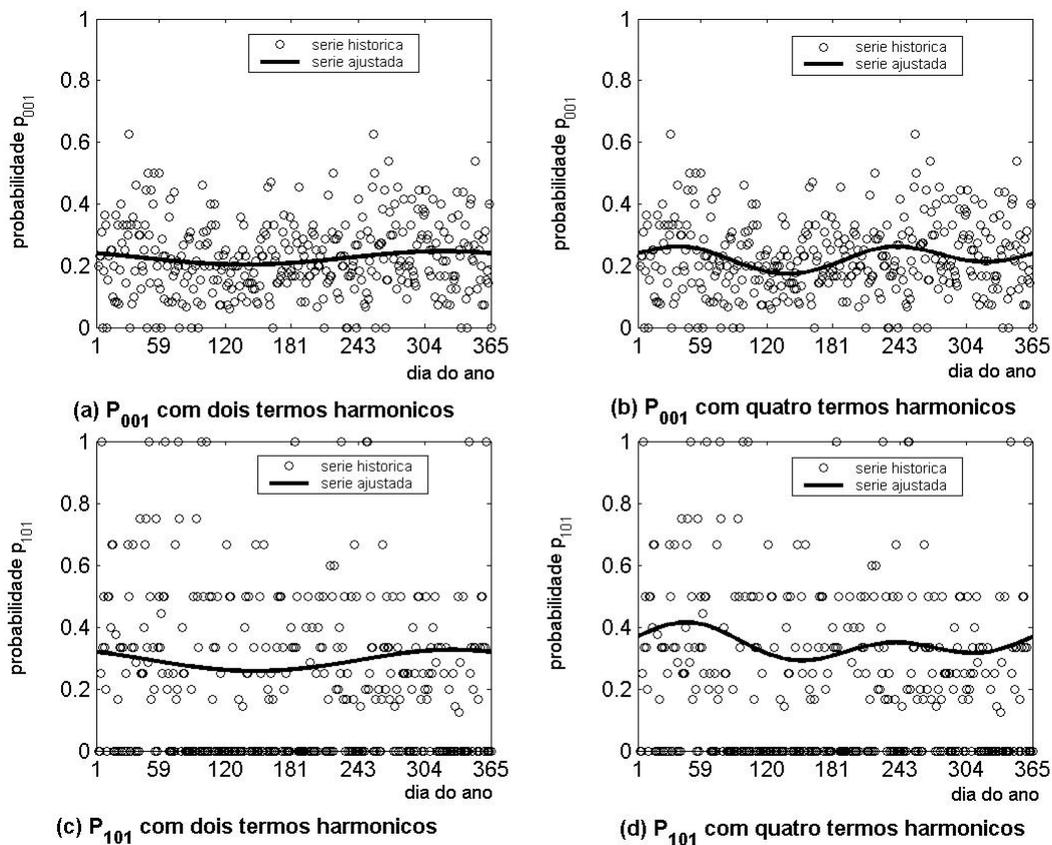


Figura 6.1 – Probabilidade de ocorrência de dias chuvosos no período 1/1/1975 a 31/12/1997 em Cruz Alta (RS) e do ajuste à cadeia de Markov de segunda ordem e quanto ao número de termos harmônicos da série de Fourier; sendo:  $P_{001}$ , dia chuvoso antecedido por dois dias secos; e  $P_{101}$ , dia chuvoso antecedido por dia  $t-1$  seco e dia  $t-2$  chuvoso.

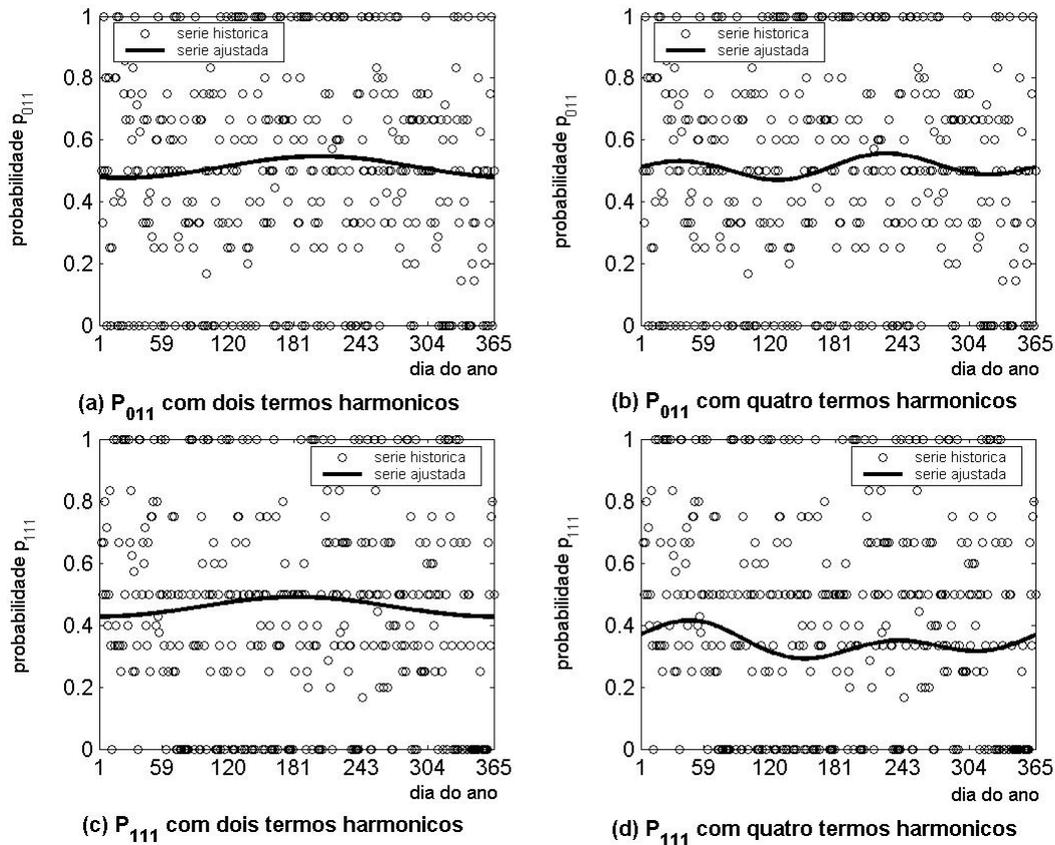


Figura 6.2 - Probabilidade de ocorrência de dias chuvosos no período 1/1/1975 a 31/12/1997 em Cruz Alta (RS) e do ajuste à cadeia de Markov de segunda ordem e quanto ao número de termos harmônicos da série de Fourier; sendo:  $P_{011}$ , dia chuvoso antecedido dia  $t-1$  chuvoso e dia  $t-2$  seco; e  $P_{111}$ , dia chuvoso antecedido por dois dias chuvosos.

Para verificar se a cadeia de Markov de segunda ordem é necessária, isto é, se a cadeia de primeira ordem seria suficiente para representar a precipitação pluvial diária, foram analisados os pares de modelos —  $p_{001}$  e  $p_{101}$  —  $p_{011}$  e  $p_{111}$ . A análise considerou que, se a informação do estado do dia  $t-2$  não fornece informação adicional, os modelos considerados no par apresentam semelhanças, sem evidência, portanto, de diferenças significativas entre os coeficientes dos modelos ajustados para os pares —  $p_{001}$  e  $p_{101}$  —  $p_{011}$  e  $p_{111}$ . A Figura 6.3 apresenta as curvas ajustadas para  $p_{hi}(t)$ .

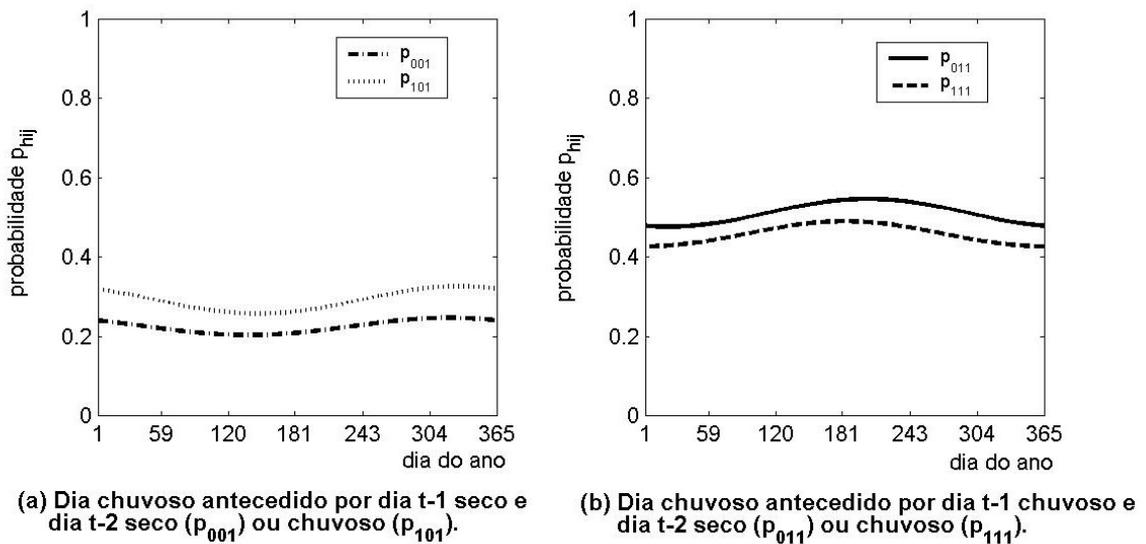


Figura 6.3 – Comparação das curvas ajustadas das probabilidades para dias chuvosos  $p_{hi1}$  à cadeia de Markov de segunda ordem e à série de Fourier com dois termos harmônicos.

O paralelismo das curvas ajustadas para o par —  $p_{001}$  e  $p_{101}$  — indica que os dois modelos não diferem significativamente. O mesmo é verificado para o par —  $p_{011}$  e  $p_{111}$  — indicando que esses dois modelos também não diferem significativamente. A análise do erro padrão da diferença entre os respectivos coeficientes dos parâmetros de cada par de modelos —  $p_{001}$  e  $p_{101}$  —  $p_{011}$  e  $p_{111}$  —, apresentados na Tabela 6.1, indicam que os modelos de cada par não diferem a nível de significância de 5%, sendo, pois, o modelo markoviano de primeira ordem suficiente para a modelagem da precipitação pluvial diária. Em outras palavras, os pares de modelos —  $p_{001}$  e  $p_{101}$  —  $p_{011}$  e  $p_{111}$  — equivalem-se a par do modelo markoviano de primeira ordem —  $p_{01}$  e  $p_{11}$  — indicando que as informações do estado do dia t-2 não fornece informação adicional ao modelo. Desta forma, foi analisada a cadeia de Markov de ordem imediatamente inferior, a de primeira ordem, em que o estado do dia considerado depende apenas do estado do dia anterior.

Portanto, fundamentado na matriz de transição para a cadeia de Markov de primeira ordem, foi executada a contagem das ocorrências  $n_{00}(t)$ , ...,  $n_{11}(t)$  para os t dias do ano,  $t=1$ , ..., 365, representando o número de dias com ocorrência do estado seco ou chuvoso no dia t em função do estado do dia antecedente. Os valores assim obtidos, foram utilizados no cálculo das proporções —  $p_{i1}(t)$  — sendo  $i=1$ , chuvoso ou  $i=0$ , seco. As probabilidades de transição  $p_{ij}$  foram obtidas pela aproximação das proporções  $r_{ij}$  através da regressão logística.

As probabilidades  $p_{i1}(t)$ , portanto chuvoso no dia  $t$ , —  $j=1$  —, foram submetidas à análise de regressão logística para o ajuste dos coeficientes dos termos harmônicos e cálculo da deviança. Os resultados do ajuste da série histórica de precipitação pluvial diária de Cruz Alta (RS) à cadeia de Markov de primeira ordem estão apresentadas na Tabela 6.2.

Tabela 6.2 - Coeficientes para a regressão logística dos modelos  $p_{01}$  e  $p_{11}$  correspondendo aos modelos com diferentes números de termos harmônicos da série de Fourier —  $m=0$  para o modelo nulo,  $m=2$  para o ajuste de  $\cos(2\pi t/365)$ ,  $\sin(2\pi t/365)$ ,  $m=4$  para ajuste de  $\cos(2\pi t/365)$ ,  $\sin(2\pi t/365)$ ,  $\cos(4\pi t/365)$ ,  $\sin(4\pi t/365)$  e  $m=6$  ajuste de  $\cos(2\pi t/365)$ ,  $\sin(2\pi t/365)$ ,  $\cos(4\pi t/365)$ ,  $\sin(4\pi t/365)$ ,  $\cos(6\pi t/365)$ ,  $\sin(6\pi t/365)$  ; sendo  $gl$  o grau de liberdade e  $D$  a deviança.

p01			p11		
m	gl	D	m	gl	D
0	364	376,6	0	364	435,5
2	362	370,6	2	362	435,5
4	360	365,6	4	360	426,5
6	358	355,6	6	358	419,7
m= 2 b0= -1,2415 ±0,0314 b1= 0,0987 ±0,0444 b2= -0,0446 ±0,0443  m= 4 b0= -1,2407 ±0,0314 b1= 0,1020 ±0,0446 b2= -0,0452 ±0,0442 b3= -0,0198 ±0,0443 b4= 0,0967 ±0,0445			m= 2 b0= -0,0576 ±0,0397 b1= -0,0026 ±0,0561 b2= -0,0200 ±0,0563  m= 4 b0= -0,0660 ±0,0399 b1= -0,0060 ±0,0562 b2= -0,0331 ±0,0566 b3= 0,0717 ±0,0565 b4= 0,1512 ±0,0563		
		t pr. <0,001  0,003  0,315  t pr. <0,001  0,022  0,307  0,655  0,030			t pr. 0,147  0,963  0,722  t pr. 0,098  0,915  0,558  0,205  0,007

As probabilidades  $p_{i1}(t)$  de ser chuvoso no dia  $t$ , obtidos na análise de regressão logística, foram plotadas com as curvas ajustadas aos coeficientes dos termos harmônicos da série de Fourier. A Figura 6.4 representa graficamente os resultados da regressão logística para o ajuste do modelo  $p_{i1}(t)$  com a função harmônica do tempo de dois termos, portanto, considerando os termos em  $\cos(2\pi t/365)$ ,  $\sin(2\pi t/365)$ , e para o ajuste do modelo  $p_{i1}(t)$  com quatro termos harmônicos, portanto, considerando os termos em  $\cos(2\pi t/365)$ ,  $\sin(2\pi t/365)$ ,  $\cos(4\pi t/365)$ ,  $\sin(4\pi t/365)$ .

A análise das probabilidades de transição de um dia seco para dia chuvoso apresenta a tendência da persistência do estado seco. Em contraposição, as probabilidades de transição de dia chuvoso para dia também chuvoso não apresenta claramente a sua ocorrência, sendo a chance de 50% para a manutenção do estado atual e 50% para a mudança do estado. Este comportamento nas probabilidades de transição do estado seco ou chuvoso do dia estão relacionados aos fatores que influenciam a formação das precipitações na região de Cruz Alta (RS) como a lenta passagem ou não de frentes frias causadoras das chuvas.

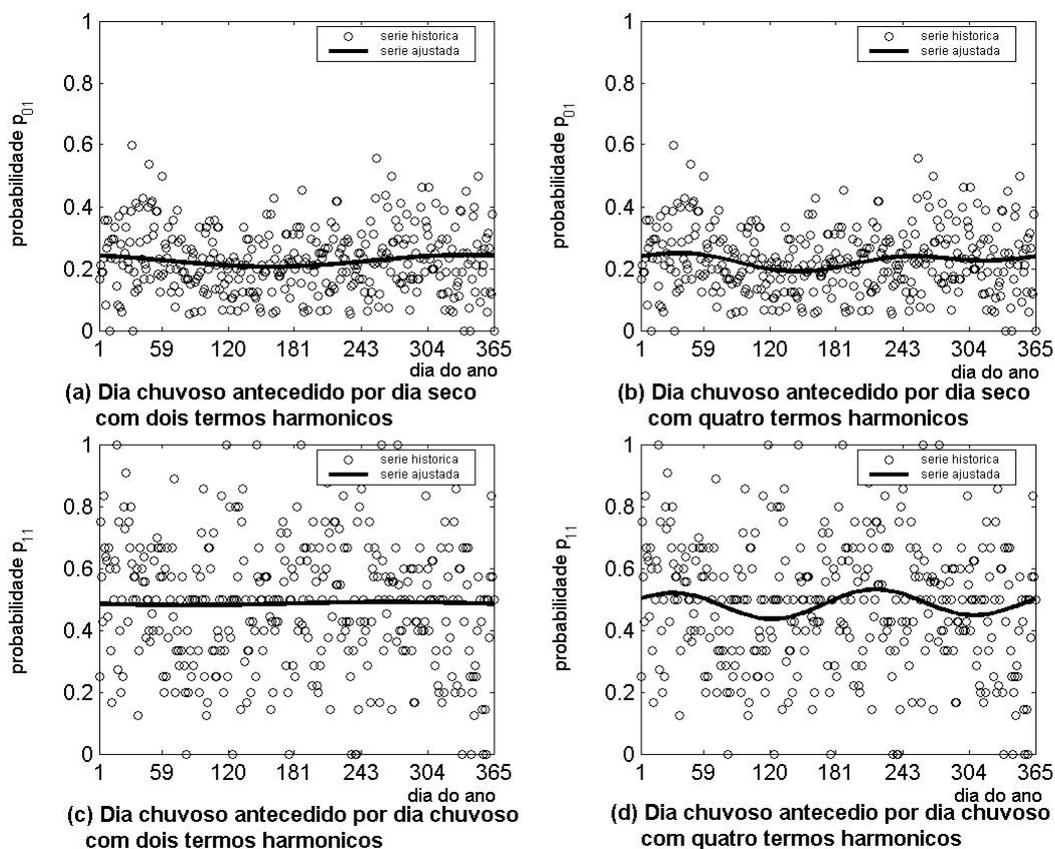


Figura 6.4 - Probabilidade de ocorrência de dias chuvosos no período 1/1/1975 a 31/12/1997 em Cruz Alta (RS) e o ajuste à cadeia de Markov de primeira ordem e quanto ao número de termos harmônicos da série de Fourier.

O exame das probabilidades de transição do estado chuvoso ou seco para o estado chuvoso, —  $p_{11}(t)$  —, aponta para a existência de flutuações ao longo do ano devido a sazonalidade, sendo melhor representado quando o modelo é ajustado à função harmônica com quatro termos.

As ocorrências de dias chuvosos antecedidos por dia também chuvoso e, também, de dias chuvosos antecedidos por dia seco tende a distribuir-se ao longo do ano não evidenciando uma estação caracterizada por seqüências longas de períodos secos ou chuvosos. Verifica-se, também, que a probabilidade do dia chuvoso ser antecedido por dia também chuvoso é maior que o do dia chuvoso antecedido por dia seco. Isto pode ser indicativo da precipitação ser ocasionada pela passagem de frentes frias. No estudo com a utilização da cadeia markoviana, incorporando a variação no tempo representada pelas séries de Fourier, para descrever a ocorrência de precipitação na região amazônica realizada por PAIVA (1996, p.137-140) apresenta as probabilidades claramente definidas segundo as estações do ano, devido às características convectivas da precipitação na região. O padrão de comportamento das probabilidades  $p_{11}$  e das curvas ajustadas ao modelo de cadeia de Markov apresentam semelhança aos obtidos na modelagem estatística da precipitação diária no estado do Paraná realizado por KRÜGER et al. (1998).

A escolha do modelo markoviano de primeira ordem foi baseada no critério da diminuição no valor da estatística deviança proporcionado pelo acréscimo do termo harmônico ao modelo e, associado ao nível de significância dos coeficientes do modelo, conforme a Tabela 6.2 , além da análise gráfica dos resultados obtidos pela plotagem dos coeficientes da regressão logística. Assim, desta forma, foram definidos os modelos para representar a ocorrência de precipitação no dia t dado o estado do dia t-1:

a) Para o dia chuvoso antecedido por dia seco ( $p_{01}$ ):

$$\ln \left[ \frac{p_{01}(t)}{1 - p_{01}(t)} \right] = \beta_0 + \beta_1 \cos(2\pi t / 365) + \beta_2 \sin(2\pi t / 365) + \beta_3 \cos(4\pi t / 365) + \beta_4 \sin(4\pi t / 365) \quad (6.2)$$

sendo:

$p_{01}(t)$  a probabilidade de transição para o chuvoso antecedido por dia seco;

$\beta_0$  igual a  $-1,2415 \pm 0,0314$ ;

$\beta_1$  igual a  $0,1020 \pm 0,0446$ ;

$\beta_2$  igual a  $-0,0452 \pm 0,0442$ ;

$\beta_3$  igual a  $-0,0198 \pm 0,0443$ ;

$\beta_4$  igual a  $0,0967 \pm 0,0445$ .

b) Para o dia chuvoso antecedido por dia também chuvoso ( $p_{11}$ ):

$$\ln \left[ \frac{p_{11}(t)}{1 - p_{11}(t)} \right] = \beta_0 + \beta_1 \cos(2\pi t / 365) + \beta_2 \sin(2\pi t / 365) + \beta_3 \cos(4\pi t / 365) + \beta_4 \sin(4\pi t / 365) \quad (6.3)$$

sendo:

$p_{11}(t)$  a probabilidade de transição para o chuvoso antecedido por dia também chuvoso;

$\beta_0$  igual a  $-0,0576 \pm 0,0397$ ;

$\beta_1$  igual a  $-0,0026 \pm 0,0561$ ;

$\beta_2$  igual a  $-0,0200 \pm 0,0563$ .

Os modelos markovianos assim definidos para representar a ocorrência de precipitação pluvial diária em função do estado do dia antecedente foram plotados em relação à probabilidade  $p_{ij}(t)$  e apresentados na Figura 6.5.

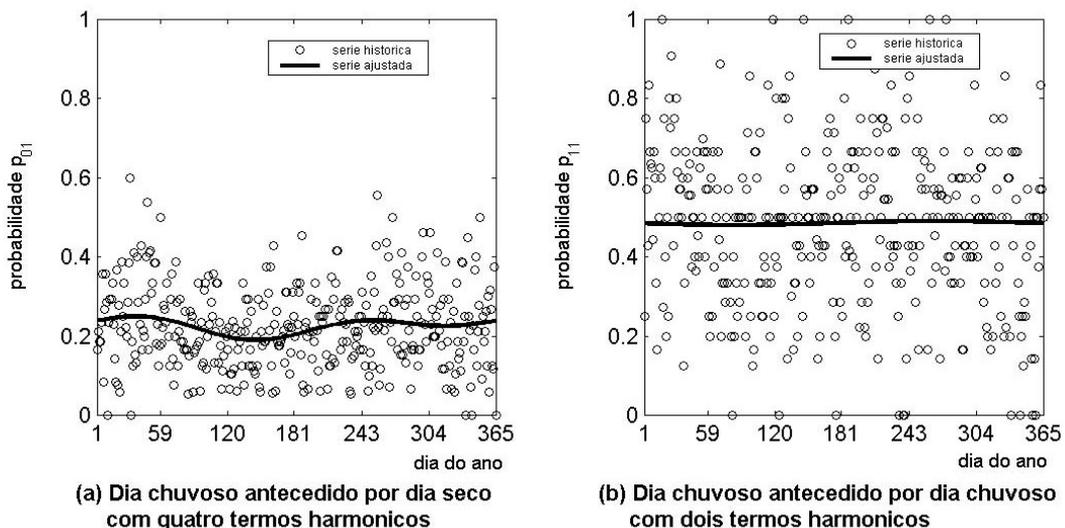


Figura 6.5 – Probabilidades  $p_{ij}$  da série histórica com o ajuste da precipitação pluvial diária em Cruz Alta (RS) no período 1/1/1975 a 31/12/1997 à cadeia de Markov de primeira ordem e quanto ao número de termos harmônicos da série de Fourier.

Os modelos de ocorrência de precipitação no dia chuvoso antecedido por dia também chuvoso e dia chuvoso antecedido por dia seco, assim ajustados, foram incorporados ao programa para geração das séries de precipitação pluvial diária relacionada no Anexo 1.

### 6.1.2 Ajuste do modelo de quantidade de precipitação pluvial diária

O modelo de quantidade de precipitação pluvial diária foi ajustado à distribuição gama através de uma função logarítmica contendo um preditor linear controlando as funções harmônicas do tempo. O ajuste do modelo considerou a cadeia de Markov de primeira ordem, sendo, portanto, considerado o estado no dia anterior, chuvoso ou seco,  $n_{ij}(t)$  com  $t$  variando de  $t=1, \dots, 365$  para  $i=1$  ou  $i=0$ , sendo o dia  $t$  chuvoso, isto é, com  $j=1$ .

O parâmetro  $\kappa$  da distribuição gama foi estimada, adotando-se que a imprecisão na medida de pequenos valores de precipitação pluvial pode ser ignorada, conforme STERN e COE (1984). Usando a seqüência  $n_{i1}(t)$ , com  $i=1$  para dia chuvoso e  $i=0$  para dia seco, da série histórica de Cruz Alta (RS) e aplicando as equações 5.8, 5.9 e 5.10, obteve-se os seguintes resultados:

a) Considerando o dia  $t$  chuvoso antecedido pelo dia  $t-1$  seco:

$$\begin{aligned}n_{01} &= 1311; \\D^2 &= 1447,2672; \\ \hat{\kappa} &= 0,6536\end{aligned}$$

b) Considerando o dia  $t$  chuvoso antecedido pelo dia  $t-1$  também chuvoso:

$$\begin{aligned}n_{11} &= 1237; \\D^2 &= 1443,7636; \\ \hat{\kappa} &= 0,6040\end{aligned}$$

O número de dias  $n_{ij}(t)$  utilizados na estimativa do parâmetro  $\kappa$  da distribuição gama está apresentado na Figura 6.6.

Na análise de ocorrência de precipitação pluvial diária no período 1965-1993 na Reserva Ducke, uma reserva de floresta tropical a 20 km ao norte de Manaus (AM), realizada por CLARKE (1998), foi obtido o valor de 0,5322 para o parâmetro de forma  $\hat{\kappa}$ .

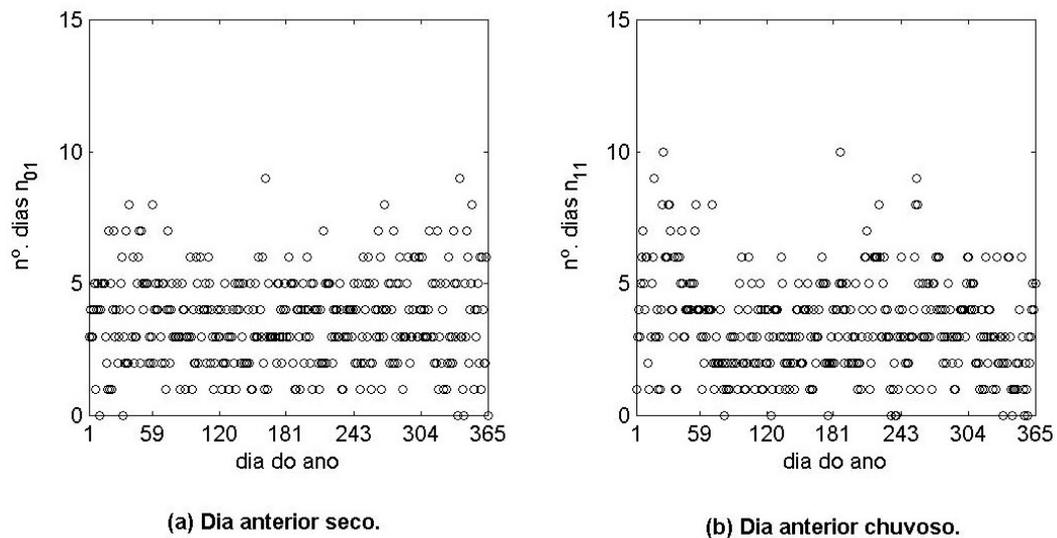


Figura 6.6 – Número de dias chuvosos verificadas na série histórica de precipitação pluvial diária em Cruz Alta (RS) no período de 1/1/1975 a 31/12/1997.

A série histórica de precipitação pluvial diária foi analisada para determinar o número de dias chuvosos antecidos por dia também chuvoso,  $n_{11}(t)$ , e o número de dias chuvosos antecidos por dia seco,  $n_{01}(t)$ . Os valores de precipitação pluvial,  $x$ , definiu os totais  $\Sigma x_{ij}(t)$  e  $\Sigma \ln [x_{ij}(t)]$ , para cada dia  $t$  chuvoso,  $j=1$  e em função do estado do dia  $t-1$ ,  $i=1$  ou  $i=0$ . Os valores de  $\Sigma x_{ij}(t)$  e de  $n_{ij}(t)$  possibilitaram o cálculo dos valores médios para as quantidades de precipitação,  $\mu_{ij}(t)$ . Desta forma, foi obtido a seqüência de 365 valores médios de precipitação pluvial diária para cada dia chuvoso antecido por dia também chuvoso e para cada dia chuvoso antecido por dia seco.

Assim sendo, um modelo linear generalizado foi ajustado aos dados com distribuição gama através de uma função de ligação logarítmica contendo um preditor linear controlando as variáveis explicativas definidas pelas funções harmônicas do tempo. Os resultados da análise de regressão logística para o ajuste dos coeficientes dos termos harmônicos e cálculo da deviança estão apresentados na Tabela 6.3.

Tabela 6.3 - Coeficientes da regressão logística dos modelos para  $\mu_{01}$  e  $\mu_{11}$  correspondendo aos modelos com diferentes números de termos harmônicos —  $m=0$  para o modelo nulo,  $m=2$  para o ajuste de  $\cos(2\pi t/365)$ ,  $\sin(2\pi t/365)$ ,  $m=4$  para ajuste de  $\cos(2\pi t/365)$ ,  $\sin(2\pi t/365)$ ,  $\cos(4\pi t/365)$ ,  $\sin(4\pi t/365)$  e  $m=6$  ajuste de  $\cos(2\pi t/365)$ ,  $\sin(2\pi t/365)$ ,  $\cos(4\pi t/365)$ ,  $\sin(4\pi t/365)$ ,  $\cos(6\pi t/365)$ ,  $\sin(6\pi t/365)$  ; sendo  $gl$  o grau de liberdade e  $D$  a deviança.

$\mu_{01}$			$\mu_{11}$		
$m$	$gl$	$D$	$m$	$gl$	$D$
0	359	199,1	0	354	238,6
2	357	197,9	2	352	237,1
4	355	196,5	4	350	234,1
6	353	194,7	6	348	233,4
$m=2$ $b_0= 2,6542$ $\pm 0,0392$ $b_1= -0,0570$ $\pm 0,0558$ $b_2= -0,0594$ $\pm 0,0552$			$m=2$ $b_0= 2,7289$ $\pm 0,0436$ $b_1= -0,0953$ $\pm 0,0618$ $b_2= -0,0080$ $\pm 0,0614$		
$m=4$ $b_0= 2,6523$ $\pm 0,0392$ $b_1= -0,0544$ $\pm 0,0558$ $b_2= -0,0564$ $\pm 0,0552$ $b_3= -0,0145$ $\pm 0,0555$ $b_4= -0,0863$ $\pm 0,0554$			$m=4$ $b_0= 2,7242$ $\pm 0,0434$ $b_1= -0,0982$ $\pm 0,0616$ $b_2= -0,0039$ $\pm 0,0612$ $b_3= -0,0917$ $\pm 0,0614$ $b_4= -0,0874$ $\pm 0,0614$		

A precipitação pluvial média da série histórica para cada dia do ano dado que o dia anterior foi seco -  $\mu_{01}(t)$  - e para o caso do dia antecedente também chuvoso -  $\mu_{11}(t)$  - estão apresentadas na Figura 6.7 . O exame das precipitações médias verificadas na série histórica, em ambos os casos, isto é, considerado o estado seco ou chuvoso no dia anterior, demonstra a flutuação ao longo do ano, indicando, também, que não existe um período do ano que possa ser caracterizado como uma estação chuvosa ou seca.

Os resultados obtidos na análise de regressão logística da série histórica da precipitação pluvial foram plotados com as curvas ajustadas aos coeficientes dos termos harmônicos. A Figura 6.7 apresenta o ajuste para o modelo  $\mu_{11}(t)$  com a função harmônica do tempo de dois termos, portanto, considerando os termos em  $\cos(2\pi t/365)$ ,  $\sin(2\pi t/365)$ , e para

o ajuste do modelo  $\mu_{i1}(t)$  com quatro termos harmônicos, portanto, considerando os termos em  $\cos(2\pi t/365)$ ,  $\sin(2\pi t/365)$ ,  $\cos(4\pi t/365)$ ,  $\sin(4\pi t/365)$ .

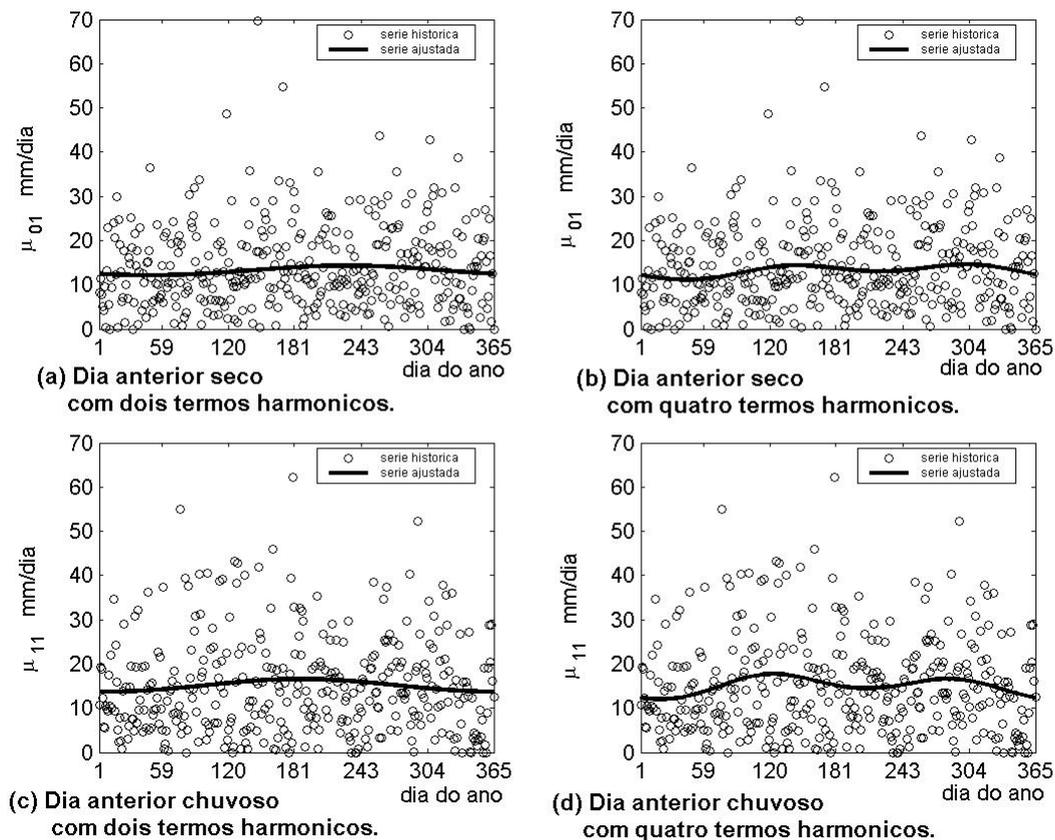


Figura 6.7 – Valores médios de precipitação pluvial no período 1/1/1975 a 31/12/1997 em Cruz Alta (RS) e do ajuste à cadeia de Markov de primeira ordem.

A definição do modelo utilizado para a simulação das séries geradas de precipitação pluvial foi baseada no critério da diminuição no valor da estatística deviança  $D$  proporcionado pelo acréscimo do termo harmônico ao modelo e ao nível de significância dos coeficientes do modelo, conforme a Tabela 6.3, associado à análise gráfica dos resultados obtidos pela plotagem dos coeficientes da regressão logística (Figura 6.7). Assim, desta forma, foram definidos os modelos para representar a quantidade de precipitação pluvial no dia  $t$  dado o estado do dia  $t-1$ :

a) Para o dia chuvoso antecedido por dia seco ( $\mu_{01}$ ):

$$\ln [\mu_{01}(t)] = \lambda_0 + \lambda_1 \cos(2\pi t / 365) + \lambda_2 \sin(2\pi t / 365) \quad (6.4)$$

sendo:

$\mu_{01}(t)$  a probabilidade de transição para o chuvoso antecedido por dia seco;

$\lambda_0$  igual a  $2,6542 \pm 0,0392$ ;

$\lambda_1$  igual a  $-0,0570 \pm 0,0558$ ;

$\lambda_2$  igual a  $-0,0594 \pm 0,0552$ ;

O parâmetro  $\kappa$  da distribuição gama estimado ( $\hat{\kappa}$ ) para o dia chuvoso antecedido por dia seco ( $\mu_{01}$ ) igual a 0,6536 foi considerado constante ao longo do ano.

b) Para o dia chuvoso antecedido por dia também chuvoso ( $\mu_{11}$ ):

$$\ln [\mu_{11}(t)] = \lambda_0 + \lambda_1 \cos(2\pi t / 365) + \lambda_2 \sin(2\pi t / 365) + \lambda_3 \cos(4\pi t / 365) + \lambda_4 \sin(4\pi t / 365) \quad (6.5)$$

sendo:

$\mu_{11}(t)$  a precipitação pluvial média para o chuvoso antecedido por dia também chuvoso;

$\lambda_0$  igual a  $2,7242 \pm 0,0434$ ;

$\lambda_1$  igual a  $-0,0982 \pm 0,0616$ ;

$\lambda_2$  igual a  $0,0039 \pm 0,0612$ ;

$\lambda_3$  igual a  $-0,0917 \pm 0,0614$ ;

$\lambda_4$  igual a  $-0,0874 \pm 0,0614$ .

O parâmetro  $\kappa$  da distribuição gama estimado ( $\hat{\kappa}$ ) para o dia chuvoso antecedido por dia também chuvoso ( $\mu_{11}$ ) igual a 0,6040 foi considerado constante ao longo do ano.

Os modelos de quantidade de precipitação no dia chuvoso antecedido por dia também chuvoso ou por dia seco, assim ajustados, foram incorporados ao programa para geração das séries sintéticas de precipitação pluvial diária relacionada no Anexo 1.

## 6.2 Geração das séries de precipitação pluvial diária

As séries sintéticas de precipitação pluvial diária resultaram do modelo de ocorrência representado pela cadeia de Markov de primeira ordem e do modelo de quantidade de precipitação pluvial caracterizado pela função gama, sendo em ambos os casos, a variação devido a sazonalidade ajustada à função harmônica do tempo, série de Fourier. Inicialmente, a seqüência de ocorrência de precipitação foi gerada e em função do estado do dia  $t$  e do dia  $t-1$  foi gerada a quantidade precipitada utilizando as equações ajustadas. As séries geradas de precipitação pluvial diária resultaram do uso da rotina elaborada para o programa estatístico para computador Genstat (GENSTAT 5 COMITEE, 1993) incorporando o modelo ajustado para a ocorrência de precipitação e o modelo para quantidade de precipitação. A rotina está apresentada no Anexo 1.

Para verificar a adequação do modelo em representar as características da precipitação, as séries geradas foram analisadas para a determinação do número de dias chuvosos no dia  $t$  em função do estado do dia antecedente, —  $n_{ij}(t)$ , sendo  $i=1$  ou  $i=0$  —, possibilitando o cálculo da precipitação pluvial média ( $\text{mm.dia}^{-1}$ ) no dia  $t$  em função do estado do dia antecedente —  $\mu_{ij}(t)$ , sendo  $i=1$  ou  $i=0$  considerando  $t=1, \dots, 365$ . A Figura 6.8 e a Figura 6.9 apresentam os resultados obtidos para  $\mu_{01}(t)$  e  $\mu_{11}(t)$ , respectivamente, para a série histórica e a amostra de sete do total de 100 séries geradas. A análise visual destas figuras permite a comparação entre as séries geradas apresentadas e a série histórica, permitindo apontar para a inexistência de períodos em que os valores de médios de precipitação pluvial ( $\text{mm.dia}^{-1}$ ) caracterizem diferença clara entre a série histórica e as geradas pelo modelo.

As probabilidades de transição  $p_{ij}(t)$  das séries geradas foram calculadas. A Figura 6.10 apresenta os resultados para as probabilidades  $p_{01}(t)$  da série histórica e de sete das 100 séries geradas em relação à série ajustada. Na Figura 6.11 estão apresentadas as probabilidades  $p_{11}(t)$  da série histórica e de sete do total de 100 séries geradas em relação à série ajustada. A análise visual dos gráficos apontam no sentido de que as séries geradas reproduziram o comportamento da série histórica, indicativo da adequação do modelo e da sua implementação na rotina para computador com o objetivo de gerar as séries simuladas de precipitação pluvial.

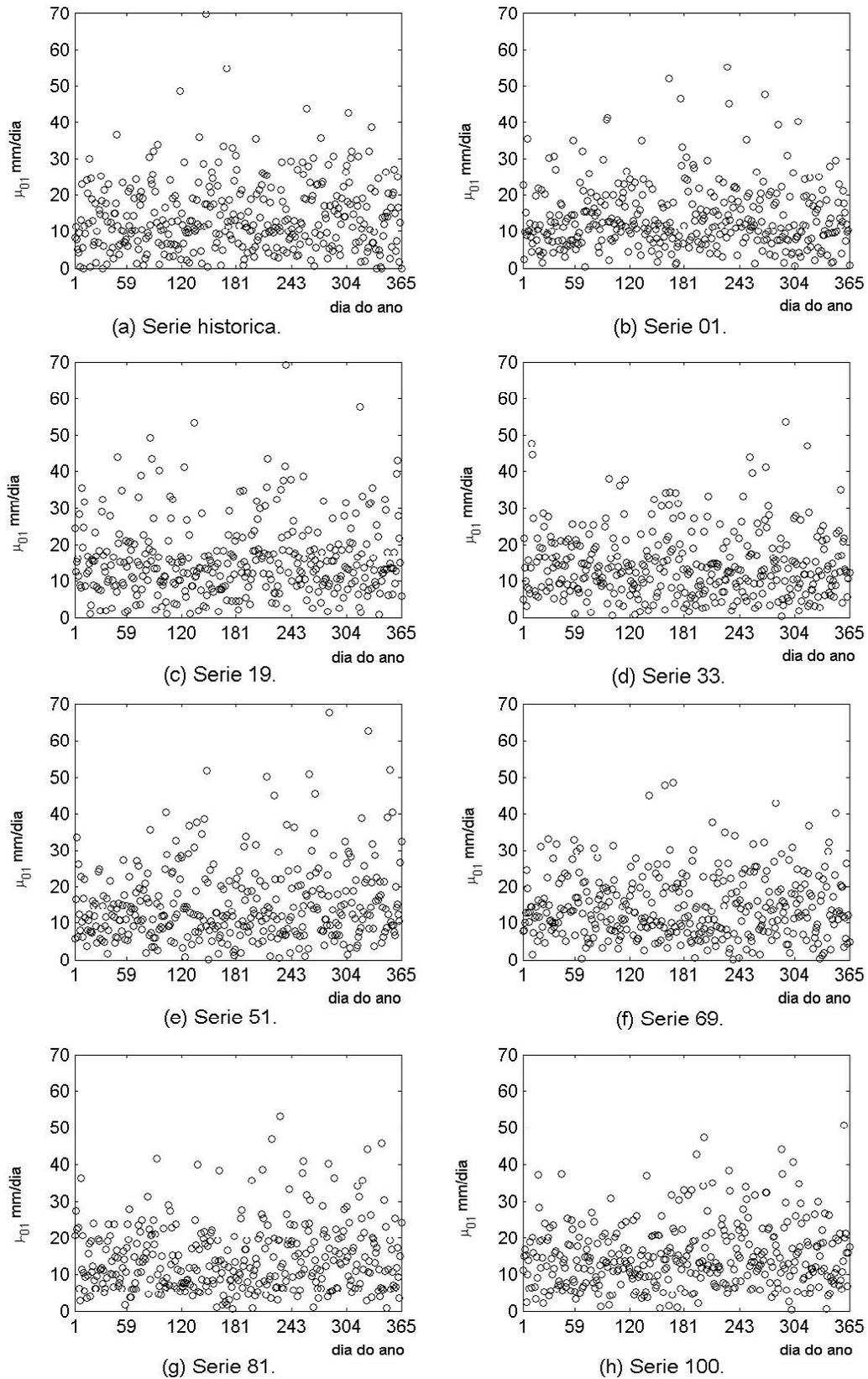


Figura 6.8 – Precipitação pluvial média diária ao longo do ano para o dia chuvoso antecedido por dia seco —  $\mu_{01}(t)$  — da série histórica e de sete séries geradas.

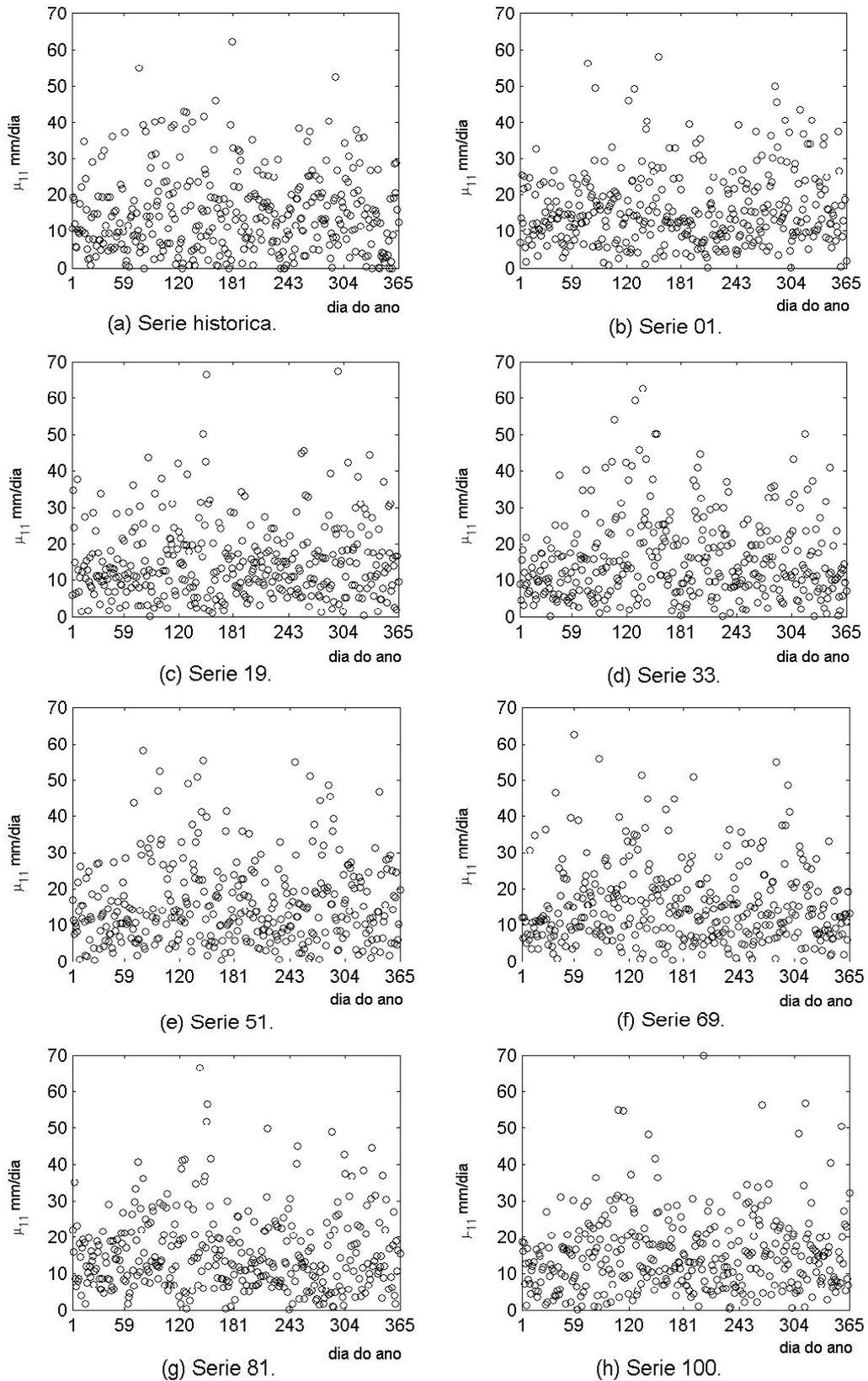


Figura 6.9 – Precipitação pluvial média diária ao longo do ano para o dia chuvoso antecedido por dia também chuvoso —  $\mu_{11}(t)$  — da séries histórica e de sete séries geradas.

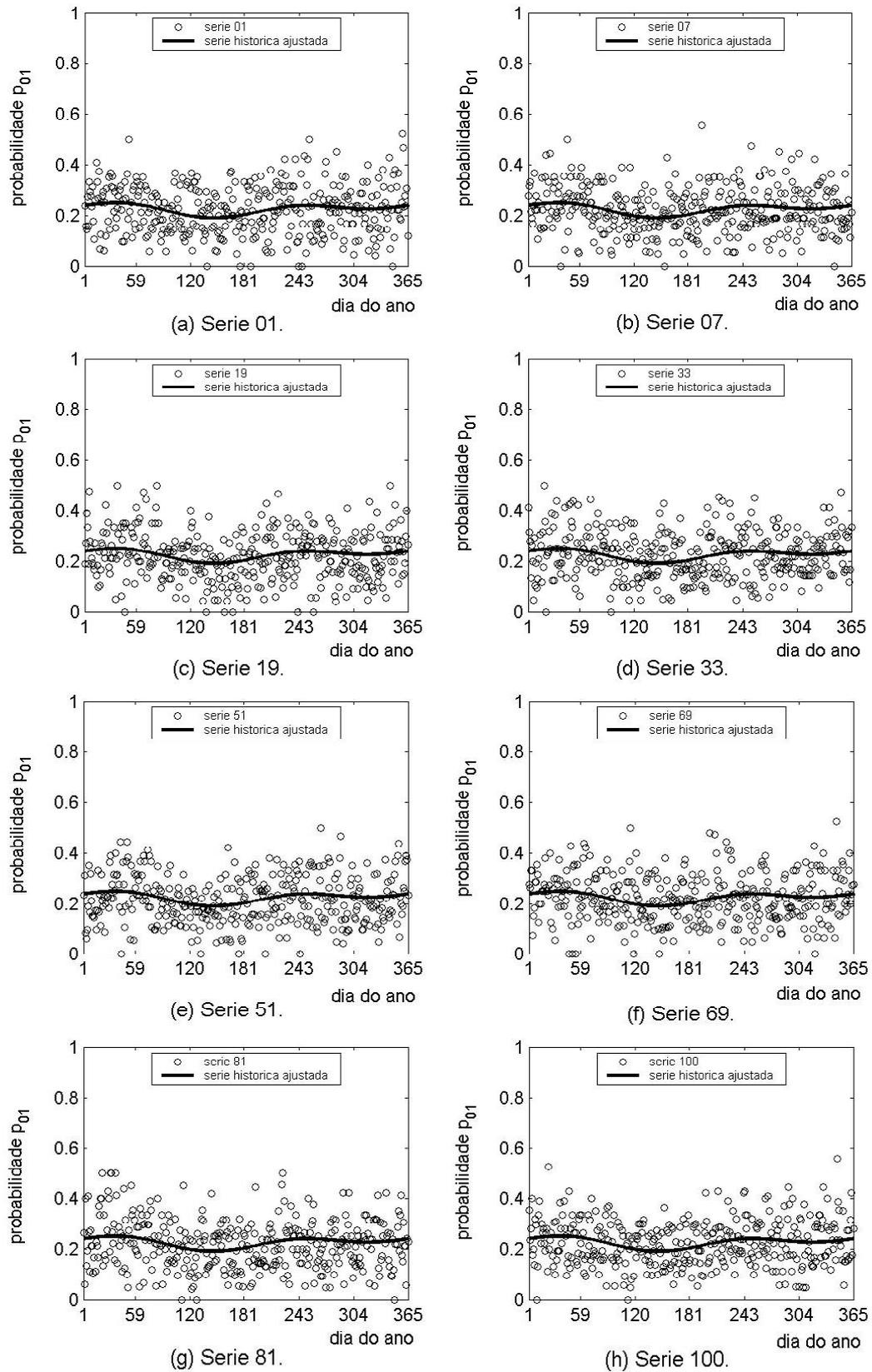


Figura 6.10 – Probabilidade de transição de dia seco para dia chuvoso — $p_{01}(t)$ — da série histórica e de sete séries geradas em relação à série ajustada.

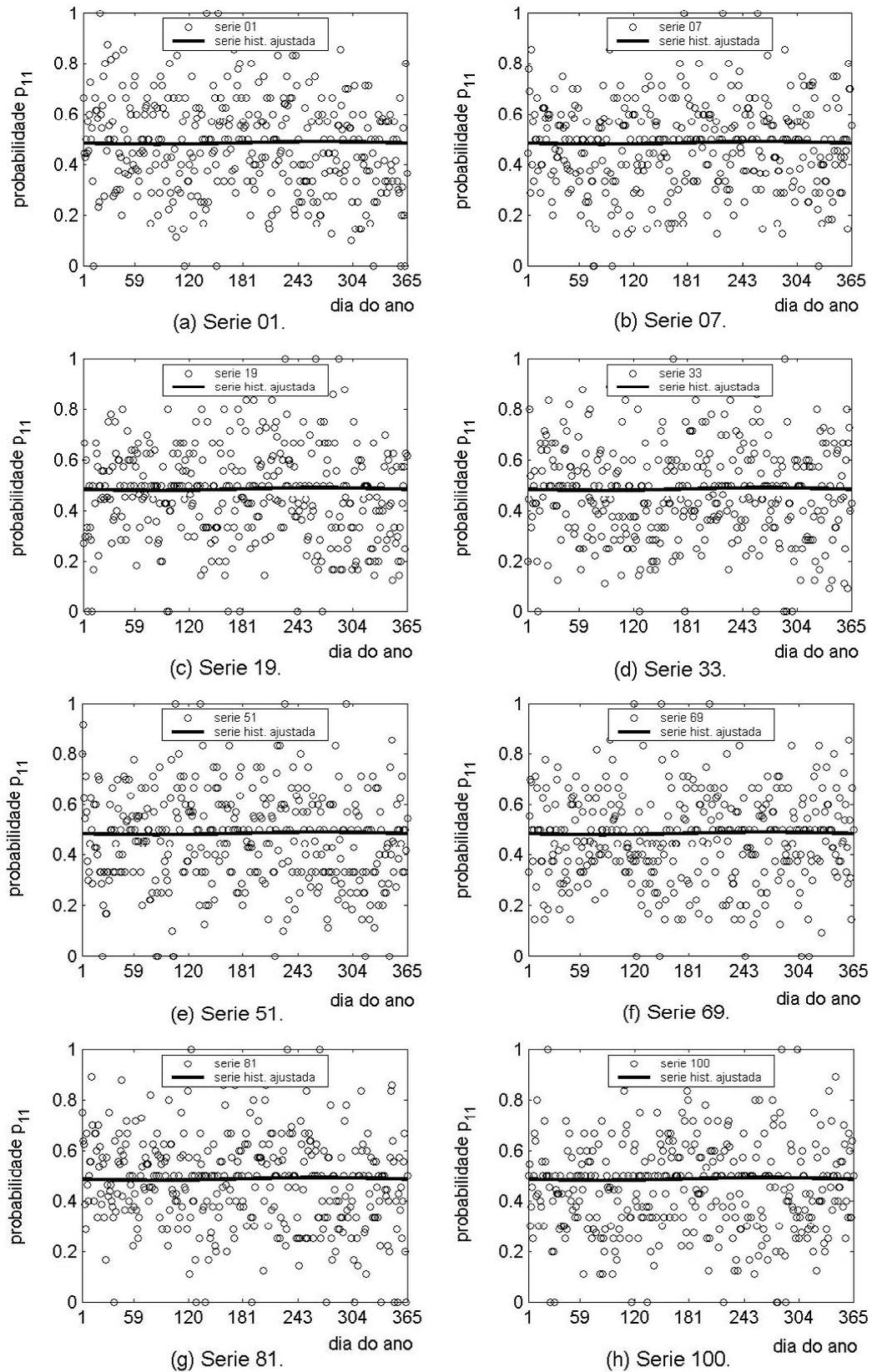


Figura 6.11 – Probabilidade de transição de dia chuvoso para dia também chuvoso —  $p_{11}(t)$ — da série histórica e de sete séries geradas em relação à série ajustada.

### 6.3 Geração das séries de evapotranspiração da soja

As séries de evapotranspiração da soja (ETs) foram obtidas pela aplicação do modelo combinado de Penman e da relação entre o saldo de radiação da cultura da soja e a radiação solar global. A primeira etapa do processo, a geração dos dados de radiação solar global, temperatura do ar, umidade do ar e velocidade do vento necessários para a resolução do modelo combinado de Penman foram simulados com a utilização do programa para computador ClimGen (*Climatic Data Generator*), conforme NELSON (2003). A segunda etapa envolveu a estimativa dos valores de saldo de radiação (Rn) utilizando-se a função que relaciona a radiação solar global gerada e o saldo de radiação medido sobre a cultura de soja sob as condições climáticas do Rio Grande do Sul obtida por BERLATO (1987).

Os valores gerados de radiação solar global, temperatura do ar, umidade do ar e velocidade do vento pelo programa ClimGen (NELSON, 2003), sendo a radiação solar global relacionada ao saldo de radiação e utilizadas para gerar os valores esperados de evapotranspiração da soja (ETs) através do modelo combinado de Penman. Foram gerados 100 séries de 23 anos de dados quinquinidais ( $\text{mm}\cdot\text{quinquídio}^{-1}$ ) de evapotranspiração da soja conforme a metodologia adotada.

Para analisar a característica dos dados gerados de reproduzir a variação sazonal foi comparada a média quinquinidinal das 100 séries com a média quinquinidinal da série histórica. Os valores médios de evapotranspiração da soja médios da série histórica e dos valores médios das 100 séries com o intervalo de confiança de 95% estão representados na Figura 6.12 . A análise da relação entre os valores históricos médios e os valores gerados médios, considerando os dados quinquinidais do período dos meses de outubro, novembro, dezembro, janeiro, fevereiro, março e abril, resultou no coeficiente de determinação ( $r^2$ ) igual a 0,8997, representado na Figura 6.13. Verifica-se, portanto, o bom ajuste entre os valores médios históricos e gerados, portanto, a boa adequação do processo para geração das séries de evapotranspiração da soja.

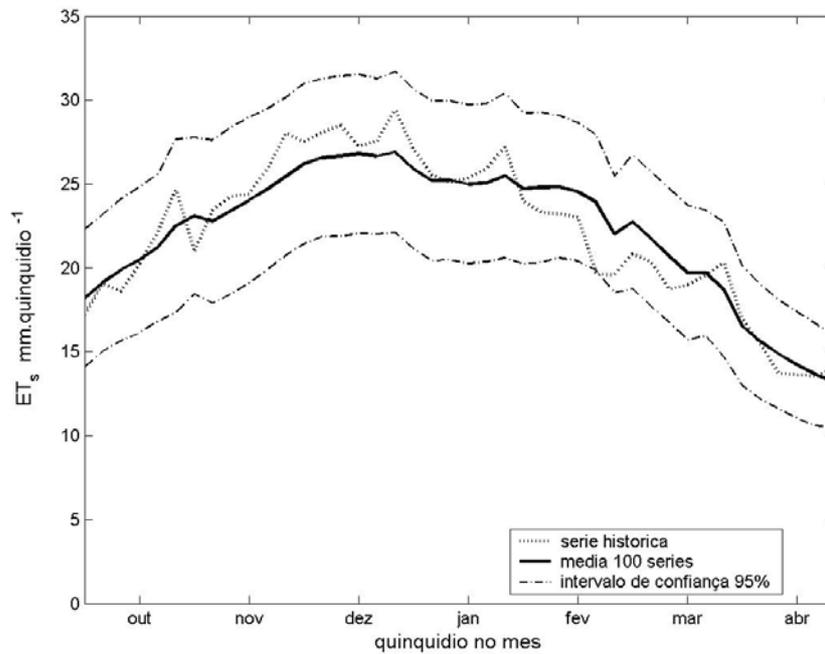


Figura 6.12 – Evapotranspiração da soja ( $\text{mm.quinquídio}^{-1}$ ) média das 100 séries de 23 anos e o intervalo de confiança de 95%, em comparação com a média mensal da série histórica em Cruz Alta (RS) estimados para o período 1995 a 1997.

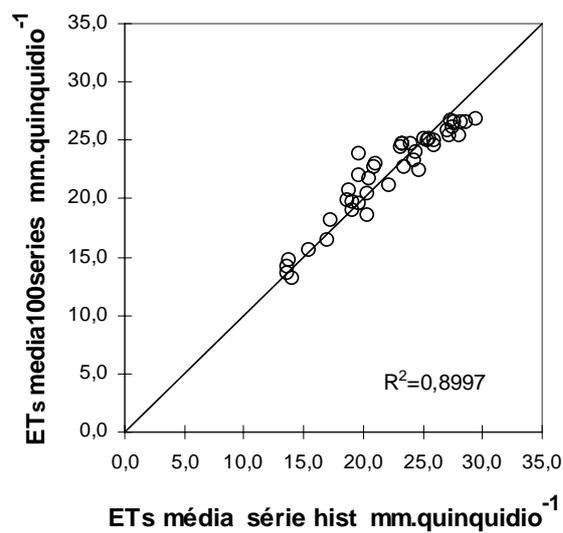


Figura 6.13 – Relação entre a evapotranspiração da soja quinquidinal média das 100 séries geradas e a evapotranspiração da soja quinquidinal média da série histórica.

#### 6.4 Geração das séries de evapotranspiração real

As séries geradas de precipitação pluvial totalizadas para dados quinqüidinais e de evapotranspiração da soja quinqüidinal foram submetidas ao balanço hídrico climático resultando nas 100 séries de evapotranspiração real quinqüidinal.

Para analisar a característica dos dados gerados de reproduzir a variação sazonal foi comparada a média quinqüidinal das 100 séries com a média quinqüidinal da série histórica. Os valores médios de evapotranspiração real médios da série histórica e dos valores médios das 100 séries com o intervalo de confiança de 95% estão representados na Figura 6.14 . Na análise da figura, verifica-se o comportamento dos valores de evapotranspiração real reproduzindo as flutuações devido à sazonalidade.

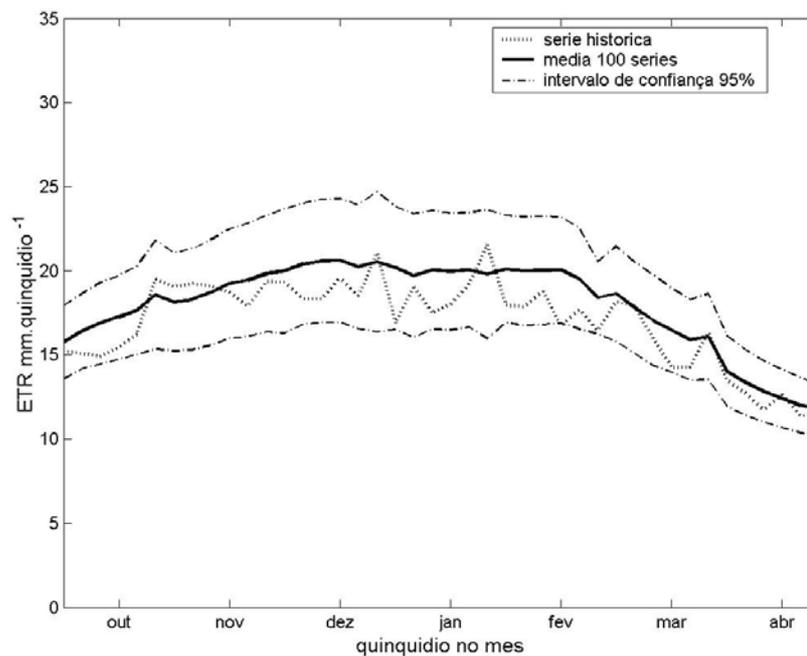


Figura 6.14 – Evapotranspiração real média (mm.quinquídio<sup>-1</sup>) das 100 séries de 23 anos e o intervalo de confiança de 95%, em comparação com a média mensal da série histórica em Cruz Alta (RS) estimados para o período 1995 a 1997.

A análise da relação entre os valores históricos médios e os valores gerados médios, considerando os dados quinquiniais do período dos meses de outubro, novembro, dezembro, janeiro, fevereiro, março e abril, resultou no coeficiente de determinação ( $r^2$ ) igual a 0,8092, representados na Figura 6.15.

Na análise do comportamento da curva dos valores médios da série histórica e da média das 100 séries geradas de evapotranspiração real indica a tendência do modelo de geração das séries de evapotranspiração real em estimar os valores referentes a dezembro, janeiro e fevereiro maiores que os históricos para o mesmo período. Este efeito poderá ter implicações no modelo de predição do rendimento, mais precisamente, no termo do consumo relativo de água (ETR/ETs), resultando no aumento da necessidade de água. Portanto, poderá haver tendência a gerar um valor de rendimento menor que aquela prevista por um modelo de geração da evapotranspiração real mais aproximada ao comportamento da série histórica.

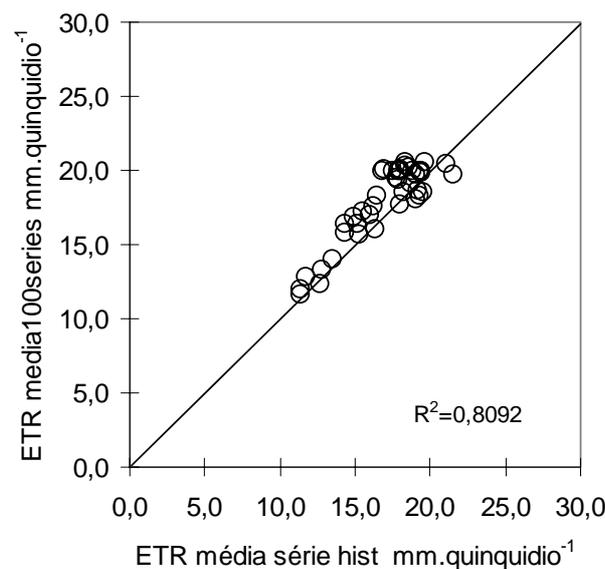


Figura 6.15 – Relação entre a evapotranspiração real quinquinial média das 100 séries geradas e a evapotranspiração real quinquinial média da série histórica.

## 6.5 Ajuste dos parâmetros do modelo de predição do rendimento

O procedimento para a parametrização do modelo de predição do rendimento de Jensen tem como referência o termo que representa o consumo relativo de água quantificado pela razão evapotranspiração real/evapotranspiração da soja ( $ETR/ETs$ ). Portanto, foram estimadas as séries históricas para a evapotranspiração real e para a evapotranspiração da soja com o fim de determinar o consumo relativo de água. O procedimento adotado para a parametrização do modelo de predição do rendimento tomou como base os registros meteorológicos e as características de cultivo da soja sob as condições de Cruz Alta (RS).

O termo do rendimento relativo modelo de predição do rendimento de Jensen é a relação do rendimento no ano agrícola sob análise ( $Y$ ) e o máximo valor registrado na série analisada ( $Y_m$ ), que compreende o período 1975/76 a 1996/97 no município de Cruz Alta (RS), equivalente a 2210 kg/ha. Considerando a representação da série histórica dos rendimentos obtidos de EMATER (2002) na Figura 6.16, verifica-se a tendência de crescimento ao longo do tempo. A linha tracejada indica a média móvel de três anos que suaviza a variabilidade anual no rendimento de soja histórico. Deve-se considerar que a tendência de crescimento verificada ao longo do período de análise é influenciado pela tendência tecnológica, representada na figura pela função quadrática. Esta tendência tende a alcançar um valor ótimo equivalente à otimização do potencial da tecnologia genética da cultivar de soja condicionado pela tecnologia de fertilidade do solo e pela tecnologia de manutenção da fitossanidade. Portanto não existe a possibilidade da tendência ter um crescimento infinito, tendendo à estabilização no ponto ótimo. BERLATO (1987) considera como possível limitação do modelo de predição do rendimento de Jensen, a necessidade do conhecimento do rendimento máximo ( $Y_m$ ) que pode variar a longo prazo com, por exemplo, a criação de cultivares de maior potencial produtivo através do melhoramento genético.

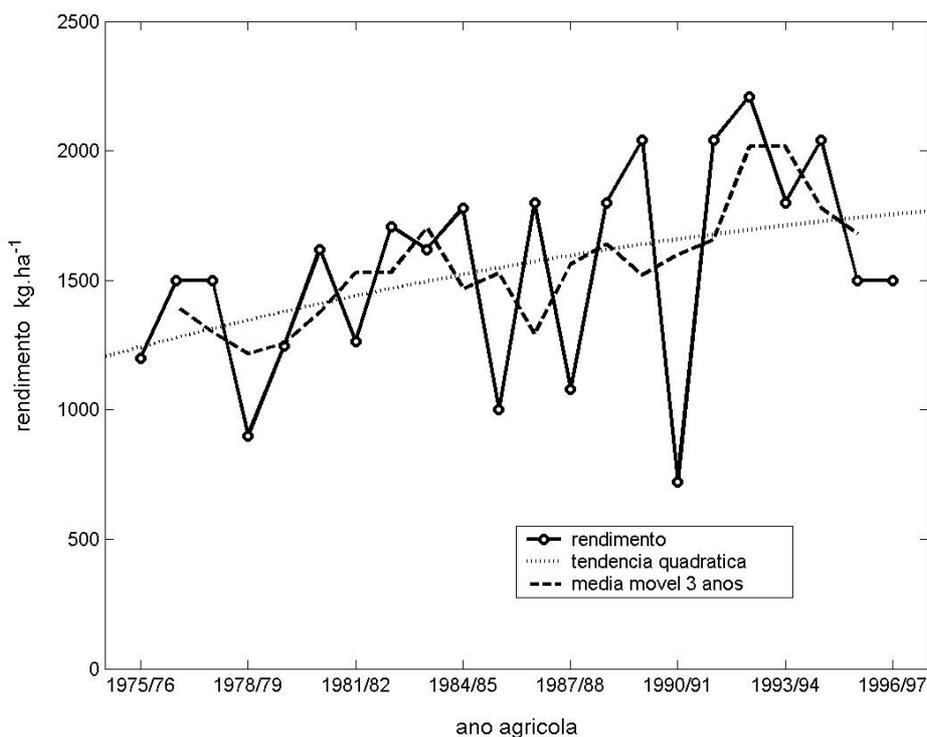


Figura 6.16 – Rendimento de soja registrados em Cruz Alta (RS) no período 1975/76 a 1996/97, representando a média móvel de três anos e a tendência temporal com uma função quadrática dos rendimentos históricos.

Os termos do modelo de predição do rendimento de Jensen foram submetidos ao método de minimização dos erros quadráticos das suas transformadas logarítmicas. Este procedimento foi repetido para as três condições de análise. Isto possibilitou a estimativa dos coeficientes de sensibilidade ao déficit hídrico ( $\lambda_i$ ) apresentados a seguir.

### 6.5.1 Modelo de predição do rendimento segundo o desenvolvimento da soja

Os coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico ( $\lambda$ ) do modelo de predição do rendimento foram calculados considerando a fenologia média de cultivares de ciclo de maturação médio para semeadura em três épocas diferentes recomendadas para planalto médio do Rio Grande do Sul, região onde está localizada Cruz Alta. Foram considerados quatro períodos do ciclo de desenvolvimento da cultura para a estimativa dos coeficientes de sensibilidade.

Os valores obtidos na análise segundo as três épocas diferentes de semeadura e os respectivos coeficientes de determinação na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$  histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$  calculado) são apresentados na Tabela 6.4 e na Figura 6.17.

Tabela 6.4 – Coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico ( $\lambda$ ) do modelo de predição do rendimento segundo a fenologia média de cultivares de soja de ciclo de maturação médio para semeadura em três épocas diferentes estimados para as condições de Cruz Alta (RS) e os coeficientes de determinação ( $r^2$ ) na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$  histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$  calculado) dos modelos.

Período de desenvolvimento	Sensibilidade relativa	Época de semeadura		
		Outubro	Novembro	Dezembro
S-V2	$\lambda_1$	0,4486	0,4462	0,1368
V2-R1	$\lambda_2$	0,3952	0,1021	0,4354
R1-R5	$\lambda_3$	0,1735	0,4093	0,3026
R5-R7	$\lambda_4$	1,0154	0,2052	-0,1490
Coef. de determinação ( $r^2$ )		0,4548	0,4262	0,3257

Sendo: S-V2: da semeadura a 20 dias após, coincidindo com a primeira folha trifoliolada desenvolvida; V2-R1: de V2 ao início da floração; R1-R5: de R1 ao início de enchimento de grãos; R5-R7: de R5 à maturação fisiológica.

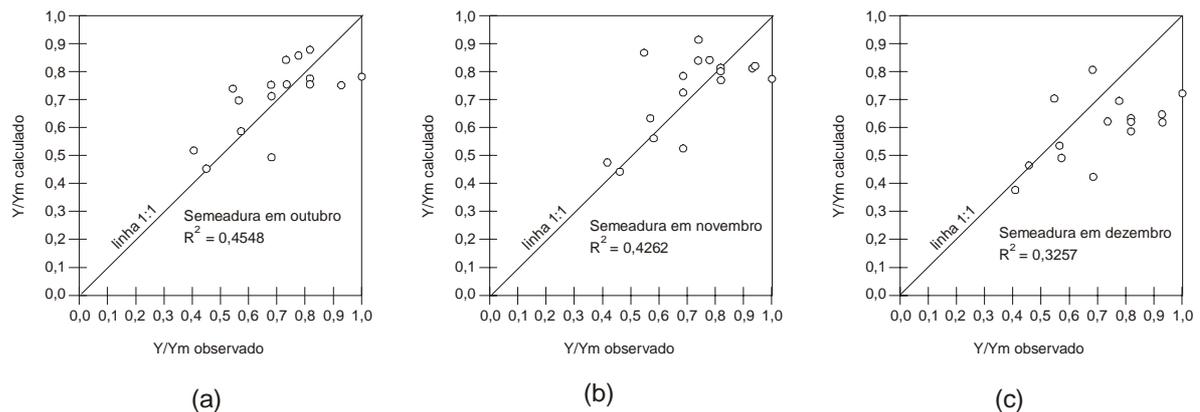


Figura 6.17 – Rendimento relativo de grãos de soja de ciclo de maturação médio, histórico e calculado no ajuste do modelo de predição do rendimento, segundo o mês de semeadura: (a) outubro, (b) novembro e (c) dezembro, em Cruz Alta (RS) para as safras 1975/76 a 1996/97.

### 6.5.2 Modelo de predição do rendimento segundo os meses de outubro a abril

Os coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico ( $\lambda$ ) do modelo de predição do rendimento foram estimados segundo os meses em que a cultura da soja tende a estar no campo na região do planalto médio do Rio Grande do Sul, onde está localizada Cruz Alta. Foram considerados os meses de outubro a abril como os meses em que a cultura da soja encontra-se no campo conforme a fenologia média para três épocas de semeadura de cultivares de ciclo de maturação médio citado em MATZENAUER et al. (1998)..

Os valores obtidos na análise segundo os meses de outubro a abril e o coeficiente de determinação na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$  histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$  calculado) são apresentados na Tabela 6.5 e na Figura 6.18(a).

Tabela 6.5 – Coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico ( $\lambda$ ) do modelo de predição do rendimento segundo os meses de outubro a abril estimados para as condições de Cruz Alta (RS) e coeficiente de determinação ( $r^2$ ) na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$  histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$  calculado) do modelo.

Mês	Sensibilidade relativa	Coefficiente
outubro	$\lambda_1$	1,1064
novembro	$\lambda_2$	0,2942
dezembro	$\lambda_3$	-0,0039
janeiro	$\lambda_4$	0,2051
fevereiro	$\lambda_5$	0,3262
março	$\lambda_6$	-0,3439
abril	$\lambda_7$	-0,5535
Coef. de determinação ( $r^2$ )		0,7761

### 6.5.3 Modelo de predição do rendimento segundo os meses janeiro-fevereiro-março

Os coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico ( $\lambda_i$ ) do modelo de predição do rendimento foram estimados segundo os meses de janeiro, fevereiro e março. Os valores assim obtidos na determinação dos coeficientes de sensibilidade relativa e o coeficiente de determinação na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$  histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$  calculado) são apresentados na Tabela 6.6 e na Figura 6.18(b).

Tabela 6.6 – Coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico ( $\lambda$ ) do modelo de predição do rendimento segundo os meses de janeiro, fevereiro e março estimados para as condições de Cruz Alta (RS) e coeficiente de determinação ( $r^2$ ) na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$  histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$  calculado) do modelo.

Mês	Sensibilidade relativa	Coeficiente
jan	$\lambda_1$	0,2499
fev	$\lambda_2$	0,1897
mar	$\lambda_3$	0,6898
Coef. de determinação ( $r^2$ )		0,5903

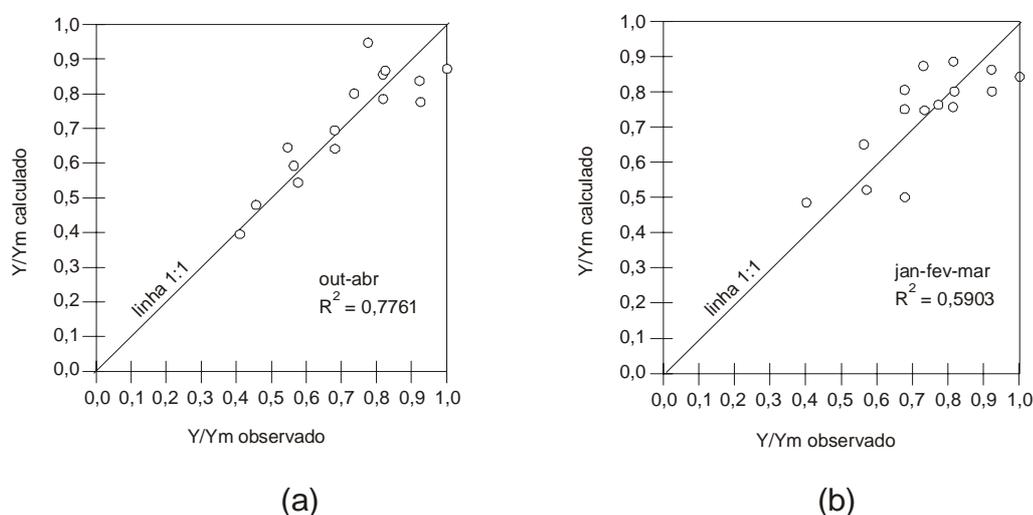


Figura 6.18 – Rendimento relativo de grãos de soja de ciclo de maturação médio, histórico e calculado no ajuste do modelo de predição do rendimento: (a) considerando os meses de outubro, novembro, dezembro, janeiro, fevereiro, março e abril (b) considerando os meses de janeiro, fevereiro e março, em Cruz Alta (RS) para as safras 1975/76 a 1996/97.

#### 6.5.4 Definição dos parâmetros do modelo de predição do rendimento

O modelo de predição do rendimento de soja para as condições de Cruz Alta que melhor comportamento apresentou foi aquele que considerou todos meses de outubro a abril. O coeficiente de determinação de 0,7761 obtido situa-se entre os valores de coeficiente de determinação de 0,87 e 0,76 citados por FONTANA et al. (2001) respectivamente para o modelo que considera todos os meses em que a cultura está na lavoura e o modelo que considera os meses de janeiro, fevereiro e março.

A parametrização do modelo de predição do rendimento de Jensen com a estimativa da evapotranspiração máxima associando a função de relação entre o saldo de radiação sobre a cultura da soja e a radiação solar global foi realizado por FONTANA et al. (2001) para estimar o rendimento da soja no Rio Grande do Sul em condições de lavoura. O ajuste utilizou dados meteorológicos de seis estações meteorológicas localizadas na região de produção significativa de dados de rendimento médio de todo o estado do Rio Grande do Sul no período 1974/1975 a 1994/1995. O modelo foi ajustado para todos os meses em que a cultura se encontra no campo e nos meses em que a sensibilidade da cultura ao fator hídrico é maior. Os resultados obtidos por FONTANA et al. (2001) são apresentados na Tabela 6.7 e na Tabela 6.8.

Tabela 6.7 – Coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico ( $\lambda$ ) do modelo de predição do rendimento segundo os meses de novembro a abril estimados para as condições do Rio Grande do Sul e o coeficiente de determinação ( $r^2$ ) na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$  histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$  calculado) do modelo determinado por FONTANA et al. (2001).

Mês	Sensibilidade relativa	Coefficiente
Novembro	$\lambda_1$	0,369
Dezembro	$\lambda_2$	-0,221
Janeiro	$\lambda_3$	0,228
Fevereiro	$\lambda_4$	0,385
Março	$\lambda_5$	0,707
Abril	$\lambda_6$	-0,217
Coef. de determinação ( $r^2$ )		0,87

Fonte: FONTANA et al. (2001)

Os valores do rendimento histórico divulgados por órgão oficiais, base para o cálculo do rendimento relativo, incorpora as incertezas em representar o valor colhido de grãos por área cultivada. Existem fatores limitantes para a totalização da produção da região considerada, bem como da quantificação da área que originou esta produção. Os estudos que consideram a média do rendimento de várias regiões produtoras, como a média estadual, tendem a diluir as incertezas verificadas na quantificação do rendimento de grãos.

Os valores de rendimento de Cruz Alta (RS) concentram as incertezas que seriam diluídas no caso de médias englobando regiões produtoras maiores. Esta concentração da incerteza tende a envolver os coeficientes de determinação da relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$  histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$  calculado) menores que aqueles determinada por FONTANA (2001).

Tabela 6.8 – Coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico ( $\lambda$ ) do modelo de predição do rendimento segundo os meses de janeiro, fevereiro e março estimados para as condições do Rio Grande do Sul e coeficiente de determinação ( $r^2$ ) na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$  histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$  calculado) do modelo determinado por FONTANA et al. (2001).

Mês	Sensibilidade relativa	Coeficiente
janeiro	$\lambda_1$	0,259
fevereiro	$\lambda_2$	0,316
março	$\lambda_3$	0,485
Coef. de determinação ( $r^2$ )		0,76

Fonte: FONTANA et al. (2001)

No ajuste do modelo de predição do rendimento segundo os períodos fenológicos da soja, o desempenho do modelo foi inferior. Os coeficientes de determinação foram de 0,4548 para a época de semeadura em outubro, 0,4262 para a época de semeadura em novembro e de 0,3257 para a época de semeadura em dezembro (Tabela 6.4 já apresentada). Aqueles valores de correlação foram menores que as obtidas por BERLATO (1987) que realizou a análise considerando as fases fenológicas da cultura e por ciclo de maturação de cultivares de soja.

A parametrização e validação do modelo de predição do rendimento de Jensen com a estimativa da evapotranspiração máxima associado à função de relação entre o saldo de radiação sobre a cultura da soja e a radiação solar global foi realizada por BERLATO (1987) utilizando dados de rendimento obtidos de unidades experimentais em cinco locais diferentes (Júlio de Castilhos, Cruz Alta, Santo Augusto, Guaíba e São Borja), no período compreendido entre os anos agrícolas 1971/1972 e 1983/1984. Os dados meteorológicos utilizados foram obtidos em estações localizadas dentro das estações experimentais e próximas dos locais onde foram obtidos os dados de rendimento e fenologia da soja. Os resultados obtidos por BERLATO (1987) são apresentados na Tabela 6.9 .

No ajuste do modelo de predição do rendimento realizado por BERLATO (1987), os coeficientes de determinação — 0,872 e de 0,843 para os modelos considerando o ciclo de maturação precoce e médio e o ciclo tardio, respectivamente — pode ser creditado aos dados de rendimento e fenologia da soja obtidos em parcelas experimentais utilizados no cálculo do rendimento relativo ( $Y/Y_m$ ) e do consumo relativo de água pela cultura (ETR/ETs) do

modelo de predição do rendimento de Jensen. Os valores de rendimento de grãos de soja em Cruz Alta (RS) utilizados no presente estudo para o período de análise (anos agrícolas 1975/1976 a 1996/1997) são os registrados pela EMATER/RS (2002). Estes valores não diferenciam as produções segundo as variedades de soja e a data da semeadura, permitindo a associação com o período fenológico em cada situação, como no estudo realizado em BERLATO (1987). Isto significa que o rendimento relativo ( $Y/Y_m$ ) utilizado na parametrização do modelo de predição do rendimento de soja não segue o rigor do cálculo do consumo relativo de água (ETR/ETs) que acompanha a fenologia das variedades com ciclos de maturação diferentes.

Tabela 6.9 – Coeficientes de sensibilidade relativa da planta ao déficit hídrico ( $\lambda$ ) do modelo de predição do rendimento segundo a fenologia média de cultivares para semeadura em três épocas diferentes estimados para as condições do Rio Grande do Sul os respectivos coeficientes de determinação ( $r^2$ ) na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$  histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$  calculado) dos modelos determinados por BERLATO (1987).

Período de desenvolvimento	Sensibilidade relativa	Ciclo de maturação	
		Precoce e médio	Tardio
S-V2	$\lambda_1$	0,0162	-0,0002
V2-R1	$\lambda_2$	0,0478	0,1250
R1-R5	$\lambda_3$	0,8875	0,7479
R5-R7	$\lambda_4$	-0,0028	0,0260
Coef. de determinação ( $r^2$ )		0,872	0,843

Fonte: BERLATO (1987)

O coeficiente de determinação entre o rendimento de grãos histórico e o calculado é maior quando a parametrização considera os meses e, menor, quando relaciona as diferentes fases do desenvolvimento por época de semeadura da soja. O ajuste do modelo de predição do rendimento de soja foi realizado para as três condições adotadas para análise e apresentado, de forma resumida, na Tabela 6.10. A definição do modelo fundamentou-se na análise do coeficiente de determinação obtida para as três condições para a parametrização do modelo de predição do rendimento.

O modelo de predição a ser definido para a simulação da série de rendimento de soja usou como critério aquele com maior coeficiente de correlação verificado na análise da relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$  histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$  calculado).

Tabela 6.10 – Coeficientes de determinação ( $r^2$ ) na relação entre o rendimento relativo de grãos histórico ( $Y/Y_m$  histórico) e o calculado ( $Y/Y_m$  calculado).

Condição	Coeficiente de determinação
semeadura em outubro	0,4548
semeadura em novembro	0,4262
semeadura em dezembro	0,3257
meses de outubro a abril	0,7761
meses de janeiro, fevereiro e março	0,5903

Portanto, o modelo de predição do rendimento de Jensen, sendo o termo da evapotranspiração máxima calculado através do método combinado de Penman e por uma função de regressão entre o saldo de radiação sobre a cultura da soja ( $R_n$ ), a radiação solar global ( $R_s$ ) e o índice de área foliar (IAF) segundo BERLATO (1987), adotado para a estimativa da produtividade esperada de soja em Cruz Alta (RS) foi o modelo que considera os meses de outubro a abril. O modelo adotado é representado pela seguinte expressão:

$$\frac{Y}{Y_m} = \left(\frac{ETR}{ETs}\right)_{out}^{1,1064} \times \left(\frac{ETR}{ETs}\right)_{nov}^{0,2942} \times \left(\frac{ETR}{ETs}\right)_{dez}^{-0,0039} \times \left(\frac{ETR}{ETs}\right)_{jan}^{0,2051} \times \left(\frac{ETR}{ETs}\right)_{fev}^{0,3262} \times \left(\frac{ETR}{ETs}\right)_{mar}^{-0,3439} \times \left(\frac{ETR}{ETs}\right)_{abr}^{-0,5535} \quad (6.1)$$

sendo:

Y: o rendimento esperado de grãos de soja em um ano agrícola ( $kg \cdot ha^{-1}$ );

$Y_m$ : o rendimento máximo de grãos de soja obtido na região ( $kg \cdot ha^{-1}$ );

ETR: a evapotranspiração real, mm no mês considerado;

ETs: a evapotranspiração da soja, mm no mês considerado;

out, nov, dez, jan, fev, mar, abr: os meses em que a soja encontra-se no campo.

## 6.6 Geração das séries de rendimento de soja

O modelo de predição do rendimento de Jensen ajustado para Cruz Alta (RS) com o consumo relativo de água resultante da razão entre os valores das séries geradas de evapotranspiração real e das séries geradas de evapotranspiração da soja originaram as

100 séries de rendimento gerado de grãos de soja. Para ilustrar o comportamento geral, as séries geradas estão representadas na Figura 6.19. Os valores de rendimento da série histórica e das 100 séries geradas estão relacionados no Anexo 2.

O modelo de predição do rendimento foi utilizado para gerar séries de 22 anos agrícolas para manter a sua relação com o período base empregado no ajuste do modelo de predição para Cruz Alta (RS).

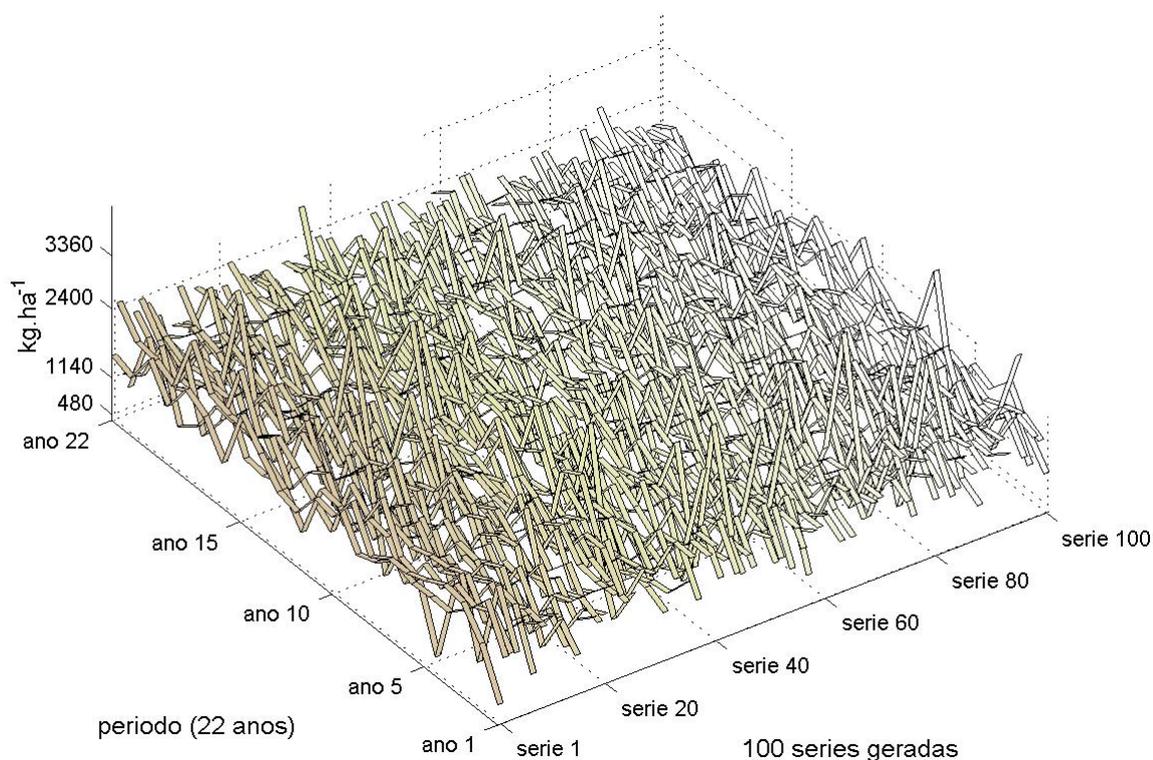


Figura 6.19 – Séries geradas de rendimento esperado de grãos de soja estimados pelo modelo de predição do rendimento de Jensen associado ao modelo markoviano para a precipitação pluvial. Representação das 100 séries de 22 anos.

Os valores de rendimento de soja das 100 séries geradas foram desincorporadas das suas respectivas séries geradas para serem analisadas no contexto do total de 2200 simulação de safras de soja. A Tabela 6.11 apresenta os resultados para as estatísticas descritivas dos valores de rendimento de soja gerados e para os valores históricos de Cruz Alta (RS) no período 1975/76 a 1996/97 equivalente ao período histórico dos dados

meteorológicos para ajuste do modelo markoviano de precipitação pluvial diária e do modelo de predição do rendimento de soja.

O cálculo da diferença média amostral e a média da população ao nível de confiança de 95% (d), considerando a média dos rendimentos gerados igual a  $1778 \text{ kg.ha}^{-1}$  para o número de 2200 simulações, resulta no valor  $74,30 \text{ kg.ha}^{-1}$ , conforme a metodologia citada por MARCHETTI (1995). Desta forma, verifica-se que há 95% de probabilidade de que o máximo da diferença entre a média da distribuição da população e a média da distribuição amostral (rendimentos gerados) que foi obtida por esta amostra seja inferior a  $74,30 \text{ kg.ha}^{-1}$ . Para a mesma análise, segundo a série de rendimento histórico no período 1975/76 a 1996/97 o valor é de  $643 \text{ kg.ha}^{-1}$ .

Assim, verifica-se a validade do número de simulações de rendimento realizados, em outras palavras, 2200 safras de soja simuladas.

Tabela 6.11 – Estatística descritiva dos rendimentos gerados e dos rendimentos históricos de soja em Cruz Alta (RS) nas safras 1975/76 a 1996/97.

<b>Estatística descritiva</b>	<b>Rendimento gerado</b>	<b>Rendimento histórico</b>
Número de valores	2200	22
Média	1778	1539
Mediana	1773	1560
Moda	1942	1500
Mínimo	367	720
Máximo	4275	2210
Intervalo	3908	1490
Primeiro quartil	1536	1200
Terceiro quartil	2018	1800
Intervalo interquartil	482	600
Desvio padrão	412,392	400,550
Erro padrão da média	8,792	85,398
Coefficiente de variação (%)	23,194	26,019
Variância da amostra	170067,263	160440,165
Assimetria	0,526	-0,304
Erro padrão da assimetria	0,052	0,491

## 6.7 Distribuição de probabilidade do rendimento de soja

As séries geradas de rendimento esperado de grãos foram agrupadas em 17 classes com amplitude de classe de  $240 \text{ kg.ha}^{-1}$ , valor equivalente a quatro sacos de 60 kg de soja por

hectare. O histograma representativo da distribuição de frequência dos rendimentos esperados está apresentado na Figura 6.20.

O número de valores gerados de rendimento maiores que 1,5 interquartis ( $1,5 \times 485 = 2741 \text{ kg.ha}^{-1}$ ) foi de 36 que correspondem a 1,6% do total dos valores da simulação do rendimento de grãos. Desta forma, verifica-se que a incerteza na série gerada de evapotranspiração real não resultou no aumento da incerteza incorporada ao modelo de predição do rendimento de grãos.

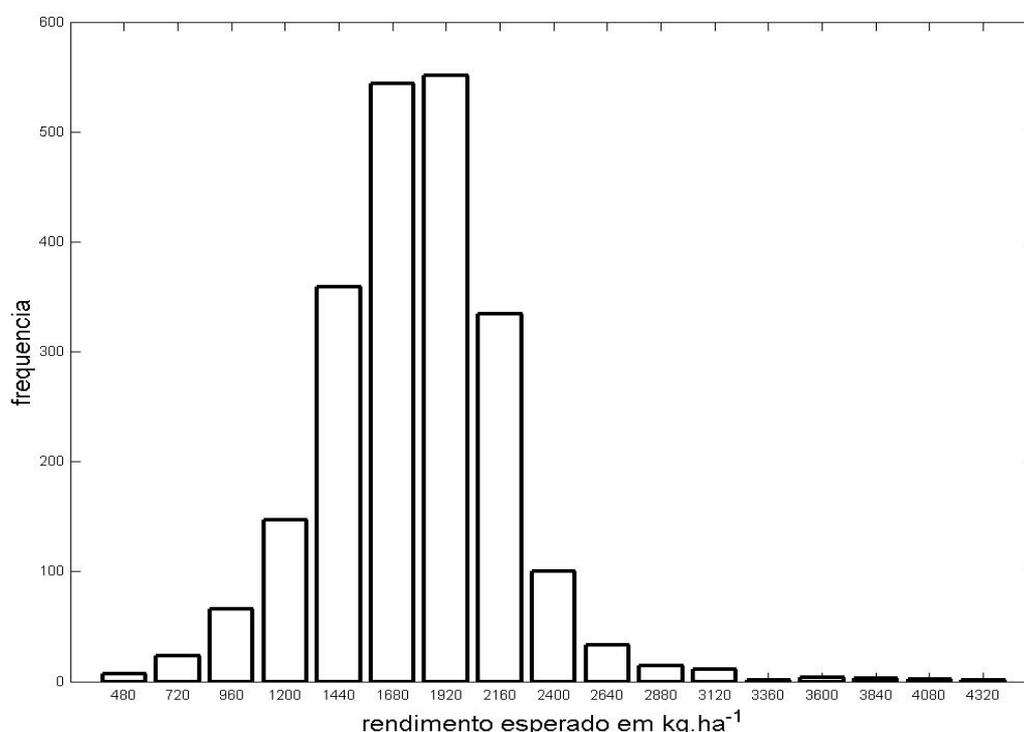


Figura 6.20 – Histograma do rendimento esperado de grãos de soja em 2200 simulações de safra pelo modelo de predição do rendimento associado ao modelo markoviano da precipitação pluvial.

A análise dos maiores valores de rendimento de grãos gerados pode ser realizada confrontando-os aos valores verificados em testes com cultivares de soja em condições experimentais para quantificar o seu potencial produtivo. O desempenho de 26 cultivares de soja no Rio Grande do Sul, na safra de 2001/02 foi avaliado por BONATO et al. (2002). Para os ensaios conduzidos em Cruz Alta (RS), cujos resultados estão apresentados na Tabela 6.12,

verifica-se que os valores de rendimento variaram do mínimo de 2340 kg.ha<sup>-1</sup> ao máximo de 3340 kg.ha<sup>-1</sup>. Portanto os valores de rendimento gerados na simulação possui representatividade nos valores obtidos em ensaios de cultivares que buscam averiguar as suas potencialidades.

Tabela 6.12 – Rendimento de grãos de 26 cultivares de soja em cultivo em Cruz Alta, no Rio Grande do Sul, na safra de 2001/02. Fonte: BONATO et al, 2002).

Cultivares de ciclo de maturação precoce e semiprecoce		Cultivares de ciclo de maturação médio		Cultivares de ciclo de maturação semitardio e tardio	
BRS 137	2932 abc	BRS 153	3122 a	RS 9-Itaúba	2670 b
CD 203	3340 a	BRS 154	3172 a	CD 205	2980 ab
BRS 205	2597 bc	Bragg	2778 ab	Cobb	2855 b
BRS 211	3016 ab	Fundacep 39	3103 a	Fepagro RS-16	3290 a
BRS 138	2863 abc	IAS 4	3092 a	Fepagro RS-10	2660 b
IAS 5	2855 abc	Embrapa 59	2992 ab		
CD 201	3008 ab	BRS 66	2840 ab		
Ocepar 14	2784 abc	Fundacep 33	2914 ab		
BR 16	2340 c	Fundacep 38	2994 ab		
		RS 7-Jacuí	2662 ab		
		BR-4	2537 b		
		Ipagro 21	2672 ab		
Máximo	3340	Máximo	3172	Máximo	3290
Mínimo	2340	Mínimo	2537	Mínimo	2660
Média	2859 C	Média	2907 B	Média	2891 B
C.V. %	10,7	C.V. %	18,9	C.V. %	7,3

1 - As médias, nas colunas, seguidas de mesma letra minúscula indicam que as cultivares não diferem entre si, segundo o teste de Duncan (p £ 0,05).

2 - ns indica diferenças não significativas, ao nível de 5% de probabilidade, segundo o teste de F.

Os limites superiores das classes em que os valores de rendimento esperado foram agrupados para obter a freqüência de distribuição, sendo convertidos para a distribuição normal padronizada —  $Z \sim N(0;1^2)$  — conforme ASSIS et al. (1996), resultando, pois, nas probabilidades ajustadas e na freqüência esperada. A Tabela 6.13 apresenta os resultados obtidos na conversão do intervalo de classe para os valores correspondentes de Z, o uso da distribuição normal padronizada para determinar as probabilidades cumulativas e, por fim, converte as probabilidades cumulativas aos valores de freqüência esperados.

Os valores de freqüência observada supondo a distribuição normal geral —  $X \sim N(\mu; \sigma^2)$  — e os valores de freqüência esperada supondo a distribuição normal padronizada —  $Z \sim N(0; 1^2)$  — foram comparados pelo teste de Komogorov-Smirnov usando o procedimento KOLMOG2 do programa estatístico Genstat (GENSTAT 5 COMITEE, 1993). Os resultados obtidos indicaram que os valores de rendimento esperado de soja ajustaram-se à distribuição normal ao nível de significância de 5% através do teste de Kolmogorov-Smirnov. Portanto, os valores de rendimento esperado de soja podem ser aproximados à distribuição normal.

Tabela 6.13 - Distribuição de freqüência dos valores de rendimento esperado nas 2200 simulações de safras de soja para Cruz Alta (RS), com média  $1778,05 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$  e desvio padrão 412,392, sendo – f: freqüência observada, – Zi: variável normal padronizada ao limite superior da classe, – F(Zi): probabilidade acumulada, – f(Xi): probabilidade e, – fe: freqüência esperada.

Classes			f	Zi	F(Zi)	f(Xi)	fe
Limite inferior	Ponto médio	Limite superior					
360	480	600	7	-2,8566	0,0021	0,0021	4,7103
600	720	840	23	-2,2746	0,0115	0,0093	20,5102
840	960	1080	66	-1,6927	0,0453	0,0338	74,3506
1080	1200	1320	147	-1,1107	0,1333	0,0881	193,7987
1320	1440	1560	359	-0,5287	0,2985	0,1651	363,3264
1560	1680	1800	544	0,0532	0,5212	0,2227	490,0144
1800	1920	2040	551	0,6352	0,7374	0,2161	475,4735
2040	2160	2280	334	1,2172	0,8882	0,1509	331,9293
2280	2400	2520	100	1,7992	0,9640	0,0758	166,6936
2520	2640	2760	33	2,3811	0,9914	0,0274	60,2074
2760	2880	3000	14	2,9631	0,9985	0,0071	15,6354
3000	3120	3240	11	3,5451	0,9998	0,0013	2,9185
3240	3360	3480	1	4,1270	1,0000	0,0002	0,3914
3480	3600	3720	4	4,7090	1,0000	0,0000	0,0377
3720	3840	3960	3	5,2910	1,0000	0,0000	0,0026
3960	4080	4200	2	5,8729	1,0000	0,0000	0,0001
4200	4320	4440	1	6,4549	1,0000	0,0000	0,0000
Total			2200			1,0000	2200

Fundamentado na densidade de distribuição normal, os valores de rendimento esperado equivalente a simulação de 2200 safras de soja resultou no perfil do risco sintetizado na distribuição acumulada de probabilidade. A Figura 6.21 apresenta a distribuição de probabilidade do rendimento esperado e na Figura 6.22 está apresentada a sua distribuição acumulada de probabilidade.

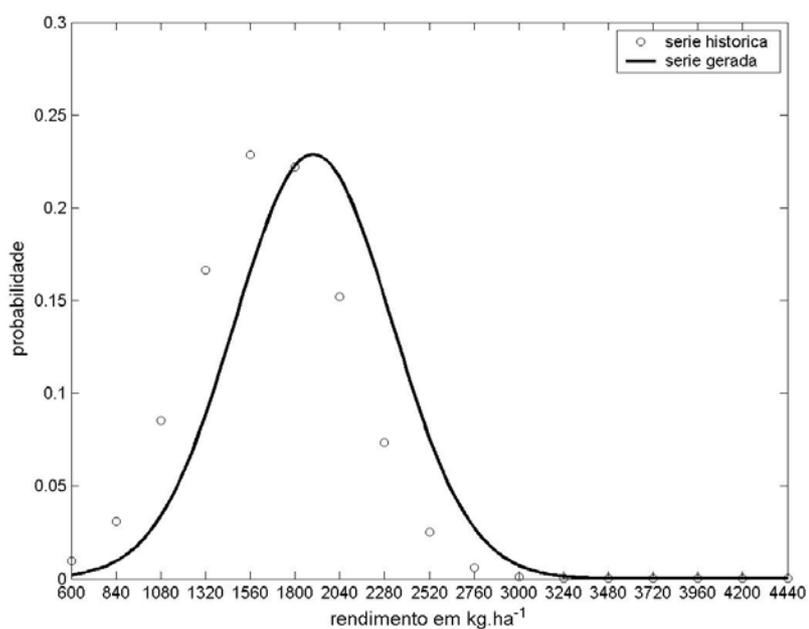


Figura 6.21 – Distribuição de probabilidade do rendimento esperado de grãos de soja obtido pela simulação de 2200 safras representando a relação entre valor esperado e risco.

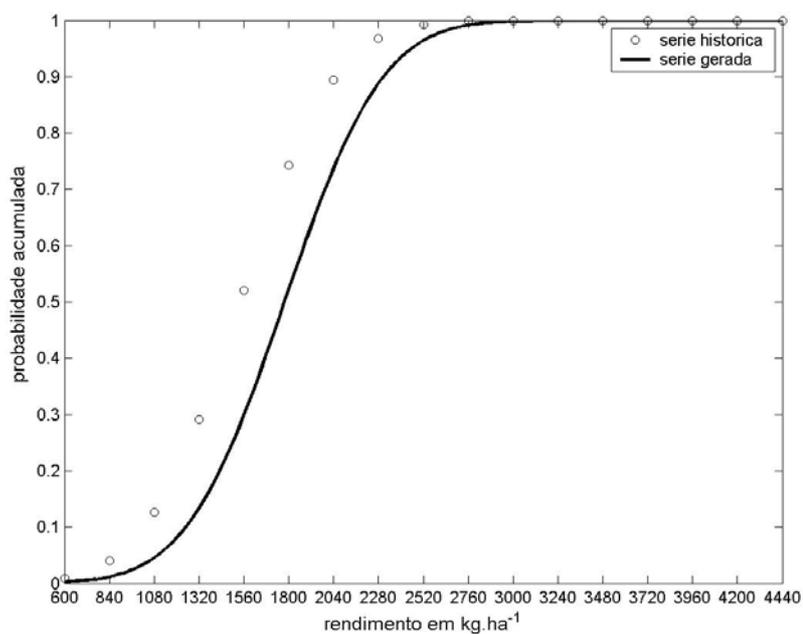


Figura 6.22 – Distribuição acumulada de probabilidade do rendimento esperado de grãos de soja — perfil do risco — obtido pela simulação de 2200 safras indicando a probabilidade de obter o rendimento menor que a leitura indicada no eixo da ordenada.

O risco que envolve o rendimento esperado de soja está sintetizado na sua distribuição acumulada de probabilidade. Fundamentado em MARCHETTI (1995), a interpretação do perfil do risco para investigar o comportamento do rendimento esperado de soja pode ser iniciada determinando-se a probabilidade do rendimento esperado alcançar pelo menos um valor de aceitação. A Tabela 6.14 apresenta a probabilidade de, pelo menos, ocorrer o rendimento esperado de soja em Cruz Alta (RS), para os resultados mais desfavoráveis aos positivos.

Tabela 6.14 – Probabilidade de ocorrer o rendimento esperado de soja em Cruz Alta (RS).

<b>Rendimento esperado kg.ha<sup>-1</sup></b>	<b>Probabilidade de alcançar o rendimento esperado %</b>
600	99,79
840	98,85
1080	95,47
1320	86,67
1560	70,15
1800	47,88
2040	26,26
2280	11,18
2520	3,60
2760	0,86
3000	0,15
3240	0,02
3480	0,00
3720	0,00
3960	0,00
4200	0,00
4440	0,00

Considerando o risco compreendido como a possibilidade do rendimento ser inferior ao valor equivalente ao custo de produção da soja, analisa-se o seguinte caso. Na suposição de que o rendimento esperado de soja seja de no mínimo de 1440 kg.ha<sup>-1</sup>, valor de rendimento definido como o mínimo para arcar com os custos de produção, valor variável para cada empreendedor do agronegócio da soja, a análise do perfil do risco definido na Tabela 6.14 para a probabilidade do rendimento ser menor que o valor mínimo que possibilite o retorno do custo de produção é de 70,15% para Cruz Alta (RS), considerando a precipitação pluvial como causa maior do risco.

A decisão de aceitar ou rejeitar o empreendimento variará de acordo com a atitude do empreendedor diante do risco.

A distribuição acumulada de probabilidade do rendimento permite, desta forma, a quantificação do risco, mas o valor de rendimento de soja, assim obtido, é um valor esperado, portanto, não certo.

## 7 CONCLUSÕES

A associação dos modelos de precipitação pluvial, de estimativa da evapotranspiração, de predição do rendimento de soja e da análise do risco na abordagem da distribuição de probabilidade do rendimento de soja considerado como o valor de mérito do investimento na cultura é o contexto principal do ineditismo deste estudo. Os resultados obtidos conduziram à confirmação da tese da modelagem estocástica da precipitação pluvial associado ao modelo de rendimento de grãos para possibilitar a atribuição de probabilidades a eventos futuros relacionados ao rendimento da soja em Cruz Alta (RS).

A série histórica da precipitação pluvial foi analisada fundamentada no modelo de cadeia de Markov. A modelagem da precipitação pluvial diária baseada nos procedimentos descritos em STERN e COE (1984) para os modelos markovianos utilizou a técnica do modelo linear generalizado e ajuste pela análise de regressão logística dos termos harmônicos do tempo. Os resultados indicam a adequação da metodologia proposta para representar a precipitação pluvial diária de Cruz Alta (RS) em termos de probabilidade de ocorrência e, para os dias chuvosos, possibilitar a quantificação da precipitação pluvial.

A ocorrência de precipitação pluvial da série histórica de Cruz Alta (RS) foi ajustado ao modelo de cadeia de Markov possibilitando a estimativa das probabilidades de transição entre os estados de dia seco e dia chuvoso para cada dia do ano. Para o dia chuvoso, foi determinado a média da precipitação pluvial ( $\text{mm.dia}^{-1}$ ) para ambas as condições de estado do dia anterior seco ou chuvoso. Os resultados assim obtidos através do modelo markoviano ajustado para descrever a precipitação pluvial diária de Cruz Alta (RS) apontou para a ausência de estação chuvosa ou seca claramente definida, indicando que os períodos curtos de seqüências de dias secos ou chuvosos tende a distribuir-se ao longo do ano.

O ajuste do modelo markoviano para a ocorrência da precipitação pluvial foi representada adequadamente pelo estado do tempo no dia de análise condicionado pelo estado do tempo no dia anterior. Os resultados indicam duas situações diferentes relacionados ao número de termos harmônicos do tempo necessários para representar as variações ao longo do ano. Assim, a ocorrência de precipitação pluvial considerado o dia chuvoso antecedido por dia seco em Cruz Alta (RS) é representada pelo modelo de cadeia de Markov de primeira ordem com dois estados tendo a variação sazonal ajustada à série de Fourier com quatro termos harmônicos. Por outro lado, a ocorrência de precipitação pluvial considerado o dia chuvoso

antecedido por dia também chuvoso é representada pelo modelo de cadeia de Markov de primeira ordem e de dois estados tendo a variação sazonal ajustada à série de Fourier com dois termos harmônicos.

A quantidade de precipitação pluvial ( $\text{mm.dia}^{-1}$ ) foi representada pelo modelo proposto no procedimento de STERN e COE (1984) fundamentado na função gama. Desta forma, a altura de precipitação pluvial média foi estimada através do modelo markoviano com a técnica do modelo linear generalizado e ajuste pela análise de regressão logística dos termos harmônicos do tempo. As análises do ajuste do modelo indicaram duas situações diferentes em função do estado do dia anterior ao do dia considerado. A precipitação pluvial média ( $\text{mm.dia}^{-1}$ ) considerado o dia chuvoso antecedido por dia seco em Cruz Alta (RS) é representado pela distribuição gama com a variação sazonal ajustada ao modelo de cadeia de Markov de primeira ordem e de dois estados e representada pela série de Fourier com dois termos harmônicos. Para a outra situação, a precipitação pluvial média ( $\text{mm.dia}^{-1}$ ) considerado o dia chuvoso antecedido por dia também chuvoso em Cruz Alta (RS) é representado pela distribuição gama com a variação sazonal ajustada ao modelo de cadeia de Markov de primeira ordem e de dois estados e condicionado pela série de Fourier com quatro termos harmônicos.

A abordagem adotada neste estudo de utilização do método combinado de Penman e do modelo do balanço hídrico agrometeorológico de THORNTHWAITE e MATHER (1955), resultou na estimativa dos termos de evapotranspiração utilizados no modelo de predição do rendimento de Jensen. A estimativa das séries de evapotranspiração real e evapotranspiração da soja, assim obtidos, possibilitou a definição do consumo relativo de água da cultura, para o ajuste do modelo de predição do rendimento de Jensen segundo (a) os quatro períodos fenológicos da cultura da soja e três épocas de semeadura, (b) o período de outubro a abril e (c) segundo os meses janeiro/fevereiro/março. Os resultados da análise do ajuste dos modelos testados indicam que modelo de predição do rendimento com os parâmetros de sensibilidade ajustados para os meses de outubro, novembro, dezembro, janeiro, fevereiro, março e abril apresenta o melhor desempenho que os demais modelos testados para gerar as séries de rendimento de soja para Cruz Alta (RS).

A opção pela utilização do modelo de predição do rendimento de Jensen para simulação de safras de soja ocasionou a necessidade de gerar séries de evapotranspiração real e da evapotranspiração da soja para a estimativa do termo do consumo relativo de água pela cultura. Para atingir este objetivo, o modelo markoviano de precipitação pluvial ajustado para Cruz Alta (RS) gerou as séries de precipitação pluvial, sendo que uso do programa ClimGen

(NELSON, 2003) possibilitou a geração das séries de evapotranspiração da soja. O uso do programa para computador ClimGen para gerar as variáveis climáticas para o uso no modelo combinado de Penman, tendo o saldo de radiação estimado por função derivada para as condições do Rio Grande do Sul por BERLATO (1987), resultou na geração das séries de evapotranspiração da soja. A análise de regressão dos valores médios de evapotranspiração da soja da série histórica e os valores médios das séries geradas apresenta o coeficiente de determinação —  $r^2$  — igual a 0,89.

As séries de precipitação pluvial e de evapotranspiração da soja assim obtidas, associadas através do modelo de balanço hídrico, resultaram nas séries geradas de evapotranspiração real. A utilização das séries geradas de precipitação pluvial diária e de evapotranspiração da soja como variáveis de entrada do balanço hídrico climático de THORNTHWAITE e MATHER (1955) possibilita a geração das séries de evapotranspiração. A análise de regressão dos valores médios da série histórica e os valores médios das séries geradas resulta no coeficiente de determinação —  $r^2$  — igual a 0,81, com o modelo tendendo a estimar valores médios evapotranspiração real maiores que as médias históricas para os valores referentes aos meses de dezembro, janeiro e março.

A abordagem da probabilidade para a quantificação do risco é baseada no conceito de que o retorno esperado da distribuição de probabilidade do rendimento da soja ser a média (valor esperado) da distribuição, de forma a possibilitar associação do risco à variância da distribuição da probabilidade. Portanto, o número de simulações a ser realizado pelo modelo deve considerar a possibilidade de manter a diferença entre a média amostral e a média da população, que é desconhecida, a um determinado nível de confiança. A associação do modelo markoviano para a modelagem da precipitação pluvial diária segundo STERN e COE (1984) e do modelo de predição do rendimento de Jensen resultam na simulação de 2200 valores de rendimento de soja, permitindo obter o tamanho da amostra para situar a média amostral no intervalo de confiança de 95%.

A abordagem adotada neste estudo para o procedimento de quantificação do risco e de decisão em investimento de produção de soja baseou-se nas avaliações probabilísticas do fator climático condicionante do rendimento da cultura representado pela série histórica da precipitação pluvial em Cruz Alta (RS). Vale ressaltar que a modelagem da precipitação pluvial, fundamentada nas suas probabilidades de ocorrência e de quantidades esperadas, incorpora as possíveis conseqüências futuras de um fator relevante para o rendimento da cultura. Assim, adotando o procedimento proposto por MARCHETTI (1995), os modelos desenvolvidos neste estudo possibilitaram a simulação do rendimento em kg/ha, tomado como

medida de mérito para a análise econômica do investimento na produção de soja, resultando na definição de sua distribuição de probabilidade. O modelo de predição do rendimento de Jensen ajustado para Cruz Alta (RS) permite a determinação da probabilidade acumulada resultando no perfil do risco, quantificando a probabilidade de ocorrência de um valor mínimo de aceitação para o rendimento de grãos servindo como apoio para a decisão de aceitar, rejeitar ou ordenar investimentos. Portanto, os resultados obtidos permitem apresentar a proposta de associação dos modelos de precipitação pluvial, de estimativa da evapotranspiração, de predição do rendimento de soja e da análise do risco na abordagem da distribuição de probabilidade como importante ferramenta para a tomada de decisões em contexto de incerteza contribuindo para substituir os procedimentos intuitivos adotados para orientar as escolhas do sojicultor.

O risco da ocorrência de um valor de rendimento de soja menor que um valor mínimo de aceitação quantificado pela sua distribuição acumulada de probabilidade, representa um valor esperado, portanto não certo. A essência da simulação dos rendimentos esperados está fundamentada em um fenômeno da natureza — a precipitação pluvial, que não depende da vontade humana. A concretização da possibilidade do rendimento desejado envolve um processo que depende de organização, isto é, depende de fatores subjetivos, de decisões e escolhas. Enfim, um processo que comporta alternativas e depende de iniciativas humanas.

## 8 RECOMENDAÇÕES E LIMITAÇÕES

As análises realizadas na proposta de desenvolver a metodologia associando um modelo estocástico de precipitação a um modelo de predição do rendimento de modo a permitir a atribuição de probabilidades aos rendimentos esperados de soja no município de Cruz Alta (RS) possibilitaram fazer as seguintes recomendações:

A comparação de curvas de distribuição acumulada de rendimento de soja obtidas em locais diferentes resulta em uma poderosa ferramenta para definir a região de menor risco para a tomada de decisão. Recomenda-se, assim, aplicar a metodologia desenvolvida às outras regiões, portanto, com outras características meteorológicas e de rendimento da cultura, para possibilitar a comparação das respectivas curvas de distribuição acumulada de probabilidade do rendimento esperado possibilitando a escolha da região com menor risco em relação à outra.

Além da decisão acerca do local de menor risco para a mesma cultura, a comparação de curvas de distribuição acumulada de rendimento de duas ou mais culturas diferentes resultará em uma ferramenta valiosa para definir aquela que apresenta menor risco para a tomada de decisão. Recomenda-se, assim, aplicar a metodologia desenvolvida às outras culturas para possibilitar a comparação das respectivas curvas de distribuição acumulada de probabilidade do rendimento esperado para possibilitar a escolha da cultura com menor risco para o retorno do investimento na região do cultivo;

A associação de modelos que possibilita obter a distribuição de probabilidade do rendimento de soja incorpora um extenuante processamento de grande quantidade de dados utilizando diferentes programas para computador. Recomenda-se, portanto, incorporar o procedimento desenvolvido em um programa computacional próprio para facilitar a sua aplicação aos diferentes cenários agrícolas e meteorológicos e exigir menor esforço para processamento dos dados.

A simulação do rendimento de soja utilizou um modelo agrometeorológico com base no consumo relativo de água pela cultura, portanto, necessitando de séries geradas de evapotranspiração real e evapotranspiração da cultura. Para obter um melhor ajuste aos dados históricos, recomenda-se desenvolver um modelo, preferencialmente com base estocástica, para representar a evapotranspiração.

O estudo para a atribuição de probabilidades aos rendimentos esperados de soja no município de Cruz Alta (RS), possibilitou identificar algumas limitações.

O ajuste dos modelos necessita da utilização de séries históricas de dados meteorológicos com boas características tanto em termos quantitativos quanto em termos qualitativos. Identificou-se, portanto, elevada dependência à qualidade e ao número de anos de observação das séries históricas das variáveis meteorológicas. Estas variáveis são utilizadas no ajuste dos parâmetros do modelo markoviano para a precipitação pluvial e do ajuste dos parâmetros do modelo agrometeorológico para predição do rendimento da cultura. Isto significa que os efeitos qualitativos e quantitativos dos dados meteorológicos poderão afetar a estimativa da evapotranspiração real e evapotranspiração de referência, no contexto deste estudo, a evapotranspiração da soja.

O termo do rendimento relativo do modelo de predição do rendimento de Jensen, representado pela relação entre o rendimento obtido na safra em análise e o rendimento máximo verificado no período considerado, utiliza os dados divulgados oficialmente por órgãos relacionados com a produção agrícola. Desta forma, a limitação é devida a estes valores incorporarem incertezas inerentes aos rendimento da cultura obtidos e declarados pelos produtores de uma região nos valores divulgados pelos órgãos oficiais.

## 9 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ACOCK, B.; ACOCK, M. 1991. Potential for using long-term field research data to develop and validate crop simulators. **Agronomy Journal**, v. 83, p.56-61.

ACOCK, B.; REDDY, V.R.; WHISLER, F.D.; et al. 1985. **The soybean crop simulator GLYCIM: model documentation**. Washington, USDA.

ALLAN, D.M.; HAAN, C.T. 1975. **Stochastic simulation of daily rainfall**. Research Report, no. 82. Water Resources Institute. University of Kentucky.

ALLEN, R. G.; PEREIRA, L.S.; RAES, D.; et al. 1998. **Crop evapotranspiration - guidelines for computing crop water requirements**. Roma: FAO. 300 p. (Irrigation and Drainage Paper, 56).

ALMEIDA, J. P. 1993. **Estimativa de déficits e excessos hídricos em regiões de clima úmido através de diferentes modelos de balanço hídrico**. Porto Alegre, IPH/UFRGS, 212p. Dissertação (Mestrado).

ANDRADE JUNIOR, A. S. de; FRIZZONE, J. A.; SENTELHAS, P. C. 2001. Simulação da precipitação diária para Parnaíba e Terexina, PI, em planilha eletrônica. **Rev. Bras. de Eng. Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.5, n.2, p.271-278.

ANDRIOLI, A. I. 2002. A quem interessa a soja transgênica? **Revista Espaço acadêmico**, Ano II, agosto de 2002. Disponível em: [www.espacoacademico.com.br](http://www.espacoacademico.com.br). Acesso em: 21/10/2004.

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

ÁVILA, A. M. H. de; BERLATO, M. A.; SILVA, J. B. de; et al. 1996. Probabilidade de ocorrência de precipitação pluvial mensal igual ou maior que a evapotranspiração potencial para o crescimento das culturas de primavera-verão no Estado do Rio Grande do Sul. **Pesquisa Agropecuária Gaúcha**, Porto Alegre, v.2, n.2, p.149-154.

AZEVEDO, R. G. R. 2000. Securitização e Comercialização da Produção Agropecuária Através das CPRs e Warrants. **Preços Agrícolas**, Piracicaba, ano 15, n. 161, USP/ESALQ e CEPEA, mar. 2000, p.13-14.

BACK, A. J. 1997. **Determinação da precipitação pluvial efetiva para irrigação suplementar pelo balanço hídrico horário: um caso-estudo em Urussanga, SC**. Porto Alegre, IPH/UFRGS, 132p. Tese (Doutorado).

BARROS, G. S. C. 1999. Novas Estratégias de Gerenciamento de Riscos e Financiamento do Agronegócio. **Preços Agrícolas**, Piracicaba, USP/ESALQ e CEPEA, ano 14, n.152, jun., 1999, p.9-10.

BARTH, F.T.; POMPEU, C.T.; FILL, H.D.; et al. 1987. **Modelos para gerenciamento de recursos hídricos**. São Paulo, Nobel/ABRH (Coleção ABRH de recursos hídricos). p. 327-424.

BASSO, B.; RITCHIE, J.T.; PIERCE, F.J.; et al. 2001. Spatial validation of crop models for precision agriculture. **Agricultural Systems**, v. 68, Issue 2, may, pp. 97-112

BERGAMASCHI, H. 1999. Desenvolvimento de déficit hídrico em culturas. In: BERGAMASCHI, H. (Coord.). **Agrometeorologia aplicada à irrigação**. Porto Alegre: Ed. Universidade/UFRGS. 2<sup>a</sup>. ed. p. 25-32.

BERLATO, M. A. 1999. As condições de precipitação pluvial no estado do Rio Grande do Sul e os impactos das estiagens na produção agrícola. In: BERGAMASCHI, H. (Coord.). **Agrometeorologia aplicada à irrigação**. Porto alegre: Ed. Universidade/UFRGS, 2<sup>a</sup>. ed. p. 11-24.

BERLATO, M. A. 1987. **Modelo de relação entre o rendimento de grãos da soja e o déficit hídrico para o Estado do Rio Grande do Sul**. São José dos Campos, Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 93 p. Tese.

BERLATO, M. A.; FONTANA, D. C. 2001. Previsão climática e sua aplicação na agricultura. In: CARLESSO, R. (Coord.) **Irrigação por aspersão no Rio Grande do Sul**. Santa Maria: Imprensa Univ./UFSM, p.99-113.

BERLATO, M. A.; FONTANA, D. C. 1999. Variabilidade interanual da precipitação pluvial e rendimento da soja no estado do Rio Grande do Sul. **Rev. Bras. de Agromet.**, Santa Maria, v. 7, n. 1, p. 119-125.

BERLATO, M. A.; FONTANA, D. C. 1996. Relação entre El Niño Oscilação Sul (ENOS), precipitação pluvial e rendimento de milho no estado do Rio Grande do Sul. **Pesq. Agrop. Gaúcha**, Porto Alegre, v. 2, n. 1, p. 39-46.

BERLATO, M. A.; MATZENAUER, R.; BERGAMASCHI, H. 1986. Evapotranspiração máxima da soja e relações com a evapotranspiração calculada pela equação de Penman, evaporação do tanque “classe A” e radiação solar global., **Agronomia Sulriogradense**, Porto Alegre 22(2):243-259.

BERLATO, M. A.; MOLION, L. C. B. 1981. **Evaporação e evapotranspiração**. Porto Alegre, IPAGRO/Secr. Agric./Dep. de Pesq., Boletim Técnico n° 7, 96 p.

BERNSTEIN, P. L. 1997. **Desafio aos deuses: a fascinante história do risco**. Rio de Janeiro, Campus. 389 p.

BISOTTO, V.; FARIAS, A.D. 2001. Algumas considerações sobre a cultura da soja. In: REUNIÃO DE PESQUISA DE SOJA DA REGIÃO SUL (29.: 2001: Porto Alegre). **Indicações técnicas para a cultura da soja no Rio Grande do Sul e em Santa Catarina 2001/2002**. Porto Alegre: FEPAGRO, p. 7-17.

BONATO, E. R.; BERTAGNOLLI P. F.; RUBIN, S. A.; et al. 2002. Desempenho de cultivares de soja no Rio Grande do Sul, na Safra de 2001/02. **Documentos on-line Embrapa Trigo**, Passo Fundo, n.12. Disponível em [http://www.cnpt.embrapa.br/biblio/p\\_do12\\_8.htm](http://www.cnpt.embrapa.br/biblio/p_do12_8.htm).

BOOTE, K.J.; JONES, J.W.; HOOGENBOOM, G.; et al. (Eds.). **Understanding options for agricultural production**. Klumer Academic Publisers, Dordrecht, Netherlands, pp. 99-128.

BRILLINGER, D.R.; MORETTIN, P.A.; IRIZARRY, R.A.; et al. 2000. Some wavelet-based analyses of Markov chain data. **Signal Processing**, v. 80, pp. 1607-1627.

BUIHAND, T.A. 1978. Some remarks on the use of daily rainfall models. **Journal of Hydrology**, v. 36, pp. 295-308.

CAFFAGNI, L. C. P. e MARQUES, V. 1999. Seguro Agropecuário no Brasil: Instituições e Problemas. **Preços Agrícolas**, Piracicaba, USP/ESALQ e CEPEA, ano 14, n.152, jun., 1999, p. 16-18.

CALENDA, G.; NAPOLITANO, F. 1999. Parameter estimation of Neyman-Scott processes for temporal point rainfall simulation. **Journal of Hydrology**, 225, pp. 45-66.

CHAPMAN, T. 1998. Stochastic modelling of daily rainfall: the impact of adjoining wet days on the distribution of rainfall amounts. **Environmental Modelling & Software**, v. 13, pp. 317-324.

CLARKE, R. T. 2000. Hidrologia estatística. In: TUCCI, C. (coord.) **Hidrologia: Ciência e aplicação**. Porto Alegre, Ed. Universidade/UFRGS/ABRH, 2º ed/reimp. Coleção ABRH de Rec. Hídricos, v.4. p. 659-702.

CLARKE, R. T. 1998. **Stochastic processes for water scientists: developments and applications**. Chichester, John Wiley & Sons. 183 p.

COE, R.; STERN, R.D. 1982. Fitting models to daily rainfall data. **Journal of Applied Meteorology**, v. 21, pp. 1024-1031.

COELHO, C. N. 70 anos de política agrícola no Brasil (1931-2001). 2001. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, ano X, n. 03, jul-ago-set.

CONNOLLY, R.D.; SCHIRMER, J.; DUNN, P.K. 1998. A daily rainfall disaggregation model. **Agricultural and Forest Meteorology**, v. 92, pp. 105-117.

COX, D.R.; ISHAM, V. 1994 Stochastic models of precipitation. In: BARNET, V.; TURKMAN, K.C. (Eds). **Statistics for the environment 2: Water related issues**. Wiley, New York, pp. 3-18.

CUNHA, G. R. 2001. El Niño – Southern oscillation and climate forecasts applied to crops management in southern Brazil. In: CUNHA, G. R.; HAAS, J. C.; BERLATO, M. A. (Ed.). **Applications of climate forecasting for better decision-making processes in agriculture**. Passo Fundo: EMBRAPA/TRIGO, p. 181-201.

CUNHA, G. R. 1999. Balanço hídrico climático. In: BERGAMASCHI, H. (Coord.). **Agrometeorologia aplicada à irrigação**. Porto Alegre: Ed. Universidade/UFRGS, 2ª. ed. p. 85-97.

CUNHA, G. R.; BARNI, N. A.; HAAS, J. C.; et al. 2001. Zoneamento agrícola e época de semeadura para soja no Rio Grande do Sul. **Rev. Bras. de Agromet.**, Passo Fundo, v.9, n.3, (Nº Especial: Zoneamento Agrícola), p446-459.

CUNHA, G. R.; BERGAMASCHI, H. 1999. Efeitos da disponibilidade hídrica sobre o rendimento das culturas. In: BERGAMASCHI, H. (Coord.). **Agrometeorologia aplicada à irrigação**. Porto Alegre: Ed. Universidade/UFRGS, 2ª. ed. p. 85-97.

CUNHA, G. R.; HAAS, J. C.; DALMAGO, B. A.; et al. 1998a. Perda de rendimento potencial em soja no Rio Grande do Sul por deficiência hídrica. **Rev. Bras. de Agromet.**, Santa Maria, v. 6, n. 1, p. 111-119.

CUNHA, G.R.; HAAS, J.C., MOREIRA, M.B.; et al. 1998b. Sistema de zoneamento de riscos climáticos para a cultura de trigo no Brasil (ZonTrigo v. 1.0). **Rev. Bras. de Agromet.**, Santa Maria, v.6, n.1. p. 125-132,

DAMÉ, R.C.F. 2001. **Desagregação de precipitação diária para estimativa de curvas intensidade-duração-frequência**. Porto Alegre, IPH/UFRGS, 131 p. Tese (Doutorado).

DEMÉTRIO, C. G. B. 2002. **Modelos lineares generalizados em experimentação agrônômica**. Piracicaba, ESALQ/USP, 113 p. (Apostila) Acessível em: [www.lce.esalq.usp.br/clarice/Apostila.pdf](http://www.lce.esalq.usp.br/clarice/Apostila.pdf). Acesso em 25/11/2002.

DOORENBOS, J.; KASSAM, A. H. 1979. **Yiel response to water**. Rome, FAO: 193p. (FAO Irrigation and Drainage Paper 33)

DOORENBOS, J.; PRUITT, W. O. 1975. **Guidelines for predicting crop water requirements**. Rome, FAO, (FAO Irrigation and Drainage Paper 24).

DOURADO-NETO, D.; GARCIA, A. G.; FANCELLI, A. L.; et al. 1999. Balance hídrico cíclico y secuencial: estimación de almacenamiento de agua en el suelo. **Scientia. Agrícola**, Piracicaba, v.56, jul.

DOURADO-NETO, D.; JONG VAN LIER, Q. de. 1993. Estimativa do armazenamento de água no solo para realização de balanço hídrico. **Rev. Bras. de Ci. do Solo**, Campinas, 17(1):9-15.

DOURADO-NETO, D.; TERUEL, D.A.; REICHARDT, K.; et al. 1998a. Principles of crop modeling and simulation: I. uses of mathematical models in agricultural science. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v.55, n.especial.

DOURADO-NETO, D.; TERUEL, D.A.; REICHARDT, K.; et al. 1998b. Principles of crop modelling and simulation: II. the implications of the objective in model development. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v.55, n.especial.

DUARTE JÚNIOR, A. M. 2001. **Risco: Definições, Tipos, Medição e Recomendações para seu Gerenciamento**. In: Gestão de risco e derivativos: aplicações no Brasil. São Paulo, Atlas, p.103-111.

DURBAN, M.; GLASBEY, C. A. 2001. Weather modelling using a multivariate latent Gaussian model. **Agricultural and Forest Meteorology**, v. 109, p.187-301.

ELMORE, R.W., ROETH, F. W., NELSON, L.A.; et al. (2001a) Glyphosate-resistant soybean cultivar yields compared with sister lines. **Agronomy Journal**, 93: 408-412.

ELMORE, R.W., ROETH, F.W., KLEIN, R.N.; et al. (2001b) Glyphosate-resistant soybean cultivar response to glyphosate. **Agronomy Journal**, 93: 404-407.

EMATER-RS. **Médias Estaduais de Área, Produção e Rendimento de 1941 a 2001**. 2002. Resultados das safras de soja desde 1941. Disponível em:<http://emater.tche.br/> Acesso em: 28/01/2002.

FONTANA, D. C. 1987. **Balanco de radiação e balanço de energia em soja irrigada e não irrigada**. Porto Alegre, UFRGS, Diss. Mest.

FONTANA, D.C.; BERLATO, M.A. 1997. Mudanças na precipitação pluvial do estado do Rio Grande do Sul associada ao fenômeno El Niño Oscilação Sul. Piracicaba, Sociedade Brasileira de Agrometeorologia, **Anais X Congresso Brasileiro de Agrometeorologia**, p.295-297.

FONTANA, D.C.; BERLATO, M.A.; BERGAMASCHI, H. 1988. Relações entre a evapotranspiração máxima da soja, estimada através do método do balanço de energia e a evaporação do tanque “classe A”, saldo de radiação e evapotranspiração calculada pelo método de Penman. **Agronomia Sulriograndense**, Porto Alegre, 24(1):149-57.

FONTANA, D.C.; BERLATO, M.A.; LAUSCHNER, M.H.; et al. 2001. Modelo de estimativa de rendimento de soja no Estado do Rio Grande do Sul. **Pesq. Agropec. Bras.**, Brasília, v. 36, n.3, p. 399-403, mar.2001

FRANKE, A E. 1996. **Avaliação econômica da irrigação, sob condições de risco, nas condições edafoclimáticas do planalto médio e missões, RS.** IPH/UFRGS, Porto Alegre, 115p. (mais apêndice). Tese (Doutorado).

GASQUES, J. G.; VILLA VERDE, C. M. 1999. Financiamento da agricultura: outras alternativas. **Preços Agrícolas**, Piracicaba, USP/ESALQ e CEPEA, ano 14, n.152, jun., p. 13-15

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

GENSTAT 5 COMMITTEE. 1993. **Genstat 5 Release 3 Reference Manual**, Oxford, Clarendon Press.

GOMMES, R. 1999a. **Risk definitions. Special: Agroclimatic concepts.** Environment and Natural Resources Service (SDRN), FAO Research, Extension and Training Division. Disponível em: <http://www.fao.org/waicent/faoinfo/sustdev/EIdirect/agroclim/riskdef.htm>. Acesso em: 12/10/2001.

GOMMES, R. 1999b. **Variability and losses. Special: Agroclimatic concepts.** Environment and Natural Resources Service (SDRN), FAO Research, Extension and Training Division. Disponível em: <http://www.fao.org/waicent/faoinfo/sustdev/EIdirect/agroclim/losses.htm>. Acesso em: 12/10/2001.

GONÇALVES, S.L.; CARAMORI, P.H.; WREGGE, M.S.; et al. 1998. Regionalização para épocas de semeadura de trigo no Estado do Paraná. **Rev. Bras. de Agromet.**, Santa Maria, v.6, n.2, p. 239-248.

GYASY-AGYEI, Y.; WILLGOOSE, G. R. 1999. Generalisation of a hybrid model for point rainfall. **Journal of Hydrology**, 219, p. 218-224.

HAAN, C. T. 1977. **Statistical Methods in Hydrology.** Iowa, The Iowa State University Press/Ames, chapter 15, p. 289-312. 1<sup>st</sup>. ed.

HÄGGSTRÖM, O. 2002. **Finite Markov Chains and Algorithmic Applications**. Cambridge, Cambridge University Press. 114 p. London Mathematical Society. student Texts 52.

HERNANDEZ, F.B.T; SOUSA, S.A.V. de ; ZOCOLER, J.L. ; et al. 2003. Simulação e efeito de veranicos em culturas desenvolvidas na região de Palmeira d'Oeste, estado de São Paulo. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.23, n.1, P.21-30.

HILLEL, D. 1970. **Solo e água: fenômenos e princípios físicos**. Porto Alegre, Departamento de solos, UFRGS, 231 p.

HOUAISS, A.; VILLAR, M. S. 2001. **Dicionário Houaiss da língua portuguesa**. Rio de Janeiro: Objetiva, 2001. Elaborado no Instituto /Antônio Houaiss de Lexicografia e Banco de Dados da Língua Portuguesa S/C. 1ª ed.

JACOBSEN, L. A. 2003. Perfil sócio-econômico do Rio Grande do Sul. Porto Alegre : EMATER/RS-ASCAR, 38 p. (Caderno, 1). Disponível em: <http://www.emater.tche.br>. Acesso em : outubro, 2003.

JENSEN, M. E. 1968. Water consumption by agricultural plants. In: KOZLOWSKI, T. T. (ed.) **Water deficits and plant growth**. New York: Academic Press, v.2, cap.1, p.1-22.

JONES, P.G.; THORNTON, T.K. 1999. Fitting a third-order Markov rainfall model to interpolated climate surfaces. **Agricultural and Forest Meteorology**, v. 97, pp. 213-231.

KATZ, R.W.; PARLANGE, M.B. 1995. Generalization of chain-dependent processes. Application of hourly precipitation. **Water Resource Resue**, v. 33(1), pp. 177-185.

KRÜGER, C. M.; KAVISKY, E.; MÜLLER, I. I. 1998. Modelagem estatística da precipitação diária no estado do Paraná. **Rev. Bras. de Recursos Hídricos**, v.3, n.2, abr-jun, p.87-94.

LIBARDI, P. L. 1984. **Dinâmica da água no sistema solo-planta-atmosfera**. Piracicaba, ESALQ/CENA/USP, 323 p.

LINDLEY, D. V. 1998. **Making Decision**. London, John Wiley & Sons, 2º ed. Reprinted Set. 1998. 207 p.

- MARCHETTI, V. 1995. **Risco e decisão em investimento produtivo: a abordagem da probabilidade**. Porto Alegre: Ed. da Universidade/UFRGS, 95 p.
- MARKOWITZ, H. 1952. Portfolio Selection. **Journal of Finance**, v. 7, n. 1, p. 77-91, march.
- MATZENAUER, R. 1999. Evapotranspiração de plantas cultivadas e coeficientes de cultura. In: BERGAMASCHI, H. (Coord.). **Agrometeorologia aplicada à irrigação**. Porto alegre: Ed. Universidade/UFRGS, 2<sup>a</sup>. ed. p. 33-47.
- MATZENAUER, R., BARNI, N.A., MACHADO, F.A.; et al. 1998. Análise agroclimática das disponibilidades hídricas para a cultura da soja na região do planalto médio do Rio Grande do Sul. **Rev. Bras. de Agromet.**, Santa Maria,v.t, n.2, p. 263-275.
- MELO, R. W. de; FONTANA, D.; BERLATO, M. A. 2003. Modelo agrometeorológico-espectral de estimativa de rendimento da soja para o estado do Rio Grande do Sul. In: Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, 11., 2003, Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte, INPE, 2003. p. 173-179.
- McCULLAGH, P.; NELDER, J.A. 1989. **Generalized Linear Models**. Chapman e Hall/CRC, Monographs on Statistics and Applied Probability 37, 2. ed.
- MOTA, F. S. 1983. **Meteorologia agrícola**. São Paulo, Nobel.
- MOTA, F.S., AGENDES, M.O.O., ALVES, E.G.P.; et al. 1996. Análise agroclimatológica da necessidade de irrigação da soja no Rio Grande do Sul. **Rev. Bras. de Agromet.**, Santa Maria, v.4, n.1, p. 133-138.
- MOTA, T.S.; AGENDES, M.O.O.; ROSSKOF, J.L.C.; et al. 1992. Risco de secas para a cultura da soja no Rio Grande do Sul. **Pesq. Agropec. Bras.**, Brasília, v.27, n.5, p. 709-720.
- NELDER, J. A.; WEDDERBURN, R. W. M. 1972. Generalized Linear Models. **Journal of the Royal Statistical Society A**, 135, 3, p.370-84.
- NELSON, R. 2003.**ClimGen - Climatic Data Generator User's Manual**. Pullman (WA), Biological Systems Engineering Dept., Washington State University, (stockle@mail.wsu.edu ou rnelson@mail.wsu.edu) Obtido em: <http://www.bsyse.wsu.edu/climgen/>. Acesso em 24/09/2003.

- NEUFELD, J. L. 2003. **Estatística aplicada à administração usando Excel**. São Paulo, Prentice Hall, 2003. 434 p.
- NICKS, A.D.; LANE, L.V. 1989. Chapter 2: Weather generator. In: LANE, L. J.; NEARING, M.A. (Eds.). **USDA – Water erosion prediction project**. National Erosion Research Laboratory, West Lafayette, pp. 2.1-2.19.
- NNANJI, A. 2001. Forecasting seasonal rainfall for agricultural decision-making in northern Nigeria. **Agricultural and Forest Meteorology**, v. 107, pp. 193-205.
- OMETTO, J. C. 1981. **Bioclimatologia vegetal**. São Paulo: Agronômica Ceres. 440 p.
- PAIVA, E.M.C.D. 1996. **Regime de precipitação pluvial na Amazônia e sua relação com o desmatamento e temperatura da superfície do mar**. IPH/UFRGS, Porto Alegre, 297 p. Tese (Doutorado).
- PEITER, M. X. 1998. **Estudo do manejo da irrigação via modelo de simulação**. EESC/USP, São Carlos, 183 p. Tese Doutorado.
- PEITER, M. X.; CHAUDHRY, F. H.; CARLESSO, R.; et al. 1999. Modelagem estocástica da precipitação diária para Santa Maria, RS. In: **Anais XXVIII Congresso Brasileiro de Engenharia Agrícola**, Pelotas: SBEA/UFPel. CD-ROM.
- PENMAN, H. L. 1948. Natural evaporation from open water, bare soil and grass. **Proceedings of Royal Society**, Serie A, London, v. 193, p. 120-145, 1948.
- PENMAN, H. L. 1956. Evaporation: an introductory survey. **Netherland Journal of Agriculture Science**, Wageningen, v. 4, p. 9-29.
- PEREIRA, A. R.; ANFELOCCI, L. R.; SENTELHAS, P. C. 2002. **Agrometeorologia: fundamentos e aplicações práticas**. Guaíba: Agropecuária. 478 p.
- PEREIRA, A. R.; VILLA, N. A.; SEDIYAMA, G. C. 1997. **Evapo(transpi)ração**. Piracicaba, FEALQ, 183 p.
- REICHARDT, K.; TIMM, L. C. 2004. **Solo, planta e atmosfera. Conceitos, processos e aplicações**. Barueri (SP), Manole. 478 p.

RICHARDSON, C.W.; WRIGHT, D.A. 1984. **WGEN: a model for generating daily weather variables**. ARS-8, US department of Agriculture, Agricultural Research Service, Springfield, VA.

RIO GRANDE DO SUL. 1994. **Macrozoneamento agroecológico e econômico do Estado do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre, Secretaria da Agricultura e Abastecimento/Centro Nacional de Pesquisa do Trigo. 2 vol.

RITCHIE, J.T. 1985. A user-oriented model of the soil water balance in wheat. In: FRY, E.; ARKIN, T.K. (Eds). **Wheat growth and modeling**. NATO-ASI series, Plenum Press, pp. 293-305.

ROLDAN, J.; WOOLHISER, D.A. 1982. Stochastic daily precipitation models 1. A comparison of occurrence processes. **Water Resource Resue**, v. 18, 1451-1459.

ROSSETTI, L. A. 2001. Zoneamento agrícola em aplicações de crédito e securidade rural no Brasil: aspectos atuariais e de política agrícola. **Rev. Bras. de Agromet.**, Passo Fundo, v.9, n.3 (nºespecial Zoneamento Agrícola), p.386-399, 2001.

SANSIGOLO, C.A. 1988. Modelagem estocástica de precipitações diárias. **Revista Brasileira de Engenharia**, Rio de Janeiro, v.6, n.1, jun-1988. Caderno de Recursos Hídricos.

SANSÓ, B.; GUENNI, L. 1999. A stochastic model for tropical rainfall at a single location. **Journal of Hydrology**, v. 214, pp. 64-73.

SAU, F.; BOOTE, K.J.; RUÍZ-NOGUEIRA, B. 1999. Evaluation and improvement of CROPGRO-soybean model for a cool environment in Galicia, northern Spain. **Field Crops Research**, v. 61, Issue 3, May, pp. 273-291.

SCHUCH, H. A. 2003. **Jornalismo e ambiente econômico competitivo**. Obtido em <http://www.eca.usp.br/associa/alaic/Congreso1999/6gt/H%C3%A9lio%20A.rtf>. Acesso em 27/07/2003. e-mail: [schuch@matrix.com.br](mailto:schuch@matrix.com.br)

SEDIYAMA, G. C. 1996. Estimativa da evapotranspiração: histórico, evolução e análise crítica. **Rev. Bras. de Agromet.**, Santa Maria, v.4, n.1, p. i-xii, (artigo especial).

SHANSELDIN, A. V. 1977. Application of a neural network technique to rainfall-runoff modelling. **Journal of Hydrology**, v.199, pp 272-294.

- SHARMA, A.; LALL, U. 1999. A nonparametric approach for daily rainfall simulation. **Mathematics and Computers in Simulation**, v. 48, p. 361-371.
- SHARPE, W. F. 1963. A simplified model for portfolio analysis. **Management Science**, v. 9, n. 5, p. 227-293, jan.
- SILVA, F.A.M. da; ASSAD, E.C.; MATTOS, A.; et al. 1999. Variação espaço-temporal da disponibilidade hídrica climática no Estado de Goiás. **Pesq. Agropec. Bras.**, Brasília, v.33, n.5, p.605-612, maio
- SILVA, S.C. da; ASSAD, E.D.; LOBATO, E.J.V.; et al. 1995. **Zoneamento agroclimático para o arroz de sequeiro no Estado de Goiás**. Brasília: Embrapa-SPI, 80 p. (Embrapa-CNPAF. Documentos, 43).
- SILVA, S.C. da; BRITES, R.S.; ASSAD, E.D. 1998. Identificação de risco climático para a cultura de arroz de sequeiro no Estado de Goiás. **Pesq. Agropec. Bras.**, Brasília, v.33, n.7, p.1005-1011, jul.
- SIQUEIRA, J. O. 2002. **Risco: da Filosofia à Administração**. Departamento de Administração da FEA-USP. Disponível em: [www.hottopos.com/convenit3/josiq.htm](http://www.hottopos.com/convenit3/josiq.htm), Acesso em 02/02/2002.
- SMITHERS J.C.; PEGRAM, G.G.S.; SCHULZE, R.E. 2002. Design rainfall estimation in south Africa using Bartlett-lewis rectangular pulse rainfall models. **Journal of Hydrology**, v. 258, pp. 83-99.
- SOUSA, S. A. de; PERES, F. C. 1998. Programa computacional para simulação da ocorrência de veranicos e queda de rendimento. **Pesq. Agropec. Bras.**, Brasília, v.33, n.12, p.1951-1956, dez.
- STERN, R.D.; COE, R. 1982. The use of rainfall models in agricultural planning. Amsterdam, **Agricultural Meteorology**, 26(1982), p.35-50.
- STERN, R.D.; COE, R. 1984. A model fitting analysis of daily rainfall data. London, **Quarterly Journal of the Royal Statistical Society - A**, v.147, part 1, p.1-34.
- THORNTHWAITE, C. W.; MATHER, J. R. 1955. **Instructions and tables for computing potential evapotranspiration and the water balance**. Publications in climatology, Centerton, New Jersey, 10(3):181-311.

VIANA, T. V. A.; AZEVEDO, B M. de; BOMFIM, G. V. do; et al. 2002. Probabilidade de ocorrência de períodos secos e chuvosos em pentecoste, CE. **Irriga**, Botucatu, v. 7, n. 3.

WALLIS, T.W.R.; GRIFFITHS, J.F. 1997. Simulated meteorological input for agricultural models. **Agricultural and Forest Meteorology**, v. 88, pp. 241-258.

WILKERSON, G.G.; JONES, J.W.; BOOTE, K.J. et al. 1985. **SOYGRO 5.0: soybean crop growth and yield model**. Technical documentation, Agricultural Engineering Department, University of Florida, Gainesville, FL.

WILKS, D.S. 1999. Interannual variability and extreme-value characteristics of several stochastic daily precipitation models. **Agricultural and Forest Meteorology**, v. 93, pp. 153-169.

WOOLHISER, D.A.; ROLDAN, J. 1982. Stochastic daily precipitation models 2. A comparison of distributions of amounts. **Water Resources Resue**, v. 18, pp. 1462-1468.

WREGGE, M.S.; GONÇALVES, S.L.; CARAMORI, P.H.; et al. 1999. Risco de deficiência hídrica na cultura do milho no Estado do Paraná. **Pesq. Agropec. Bras.**, Brasília, v.34, n.7, p.1119-1124, jul.

WREGGE, M.S.; GONÇALVES, S.L.; CARAMORI, P.H.; et al. 1997. Risco de deficiência hídrica na cultura do feijoeiro durante a safra das águas no estado do Paraná. **Rev. Bras. de Agromet.**, Santa Maria, v.5, n.1, p.51-59.

WRIGHT, J.L. e JENSEN, M.F. 1972. Peak water requirement of crops in southern Idaho. **Journal of Irrigation and Drainage Division**, ASCE, v. 96(IRI), p.193-201.

YUE, S.; OUARDA, T.B.M.J.; BOBÉE, B. 2001. A review of bivariate gamma distributions of hydrological application. **Journal of Hydrology**, v. 241, pp. 1-18.

ZUCCHINI, W.; ADAMSON, P.T. 1984. **The occurrence and severity of droughts in South Africa**. 91/1/84, Water Research Comission, Pretoria.

## ANEXO 1

Programa utilizado para a geração da ocorrência de precipitação pluvial e da quantidade de chuva.

O procedimento para a geração da ocorrência de precipitação pluvial diária foi fundamentada na análise da cadeia de Markov de primeira ordem com quatro termos harmônicos dos dados diários de precipitação pluvial registrados em Cruz Alta (RS) no período 1/1/1975 a 31/12/1997. A quantidade de precipitação, gerada distintamente para os dias chuvosos antecedidos por dia também chuvoso ou por dia seco, baseia-se na distribuição gama de dois parâmetros com o termo  $\kappa$  estimado com base nos dados utilizados para a análise da ocorrência de precipitação. A metodologia adotada é descrita por STERN e COE (1984). As linhas de programação foram utilizadas no programa estatístico Genstat (GENSTAT 5 COMITEE, 1993).

```
%CD 'C:/GEN541/BIN'
SET [IN=S]
```

```
SCALAR Nger, Nanos
CALCULATE Nanos=23 "Número de anos a serem simulados."
CALCULATE Nger=Nanos*365
& t=(1...Nger)
```

\*\*\*\* gera sequência para ocorrência de ppt \*\*\*\*

```
SCALAR pi
CALCULATE pi=3.14159265
VARIATE [VALUES=-1.2415, 0.1020, -0.0452, -0.0198, 0.0967] b01
& [VALUES=-0.0576,-0.0026,-0.0200] b11
"Estes dois vetores contêm os coeficientes ajustados
nas análises de p01 e p11 da Cadeia de Markov de
primeira ordem com 4 termos harmônicos."
```

```
CALCULATE c1=COS(2*pi*t/365)
& s1=SIN(2*pi*t/365)
& c2=COS(4*pi*t/365)
& s2=SIN(4*pi*t/365)
& lin01=b01$[1]+b01$[2]*c1+b01$[3]*s1+b01$[4]*c2+b01$[5]*s2
& lin11=b11$[1]+b11$[2]*c1+b11$[3]*s1
& prob01=EXP(lin01)/(1+EXP(lin01))
& prob11=EXP(lin11)/(1+EXP(lin11))
```

```
SCALAR num, estAntes, estAtual,anterior
VARIATE [NVALUES=Nger] Uniforme
GRANDOM [DISTRIBUTION=uniform; NVALUES=Nger; SEED=21011150] Uniforme
"Inicializar"
```

```

VARIATE [NVALUES=Nger] estado
    "Vetor que contem ocorrência da ppt."

"==== Define o estado do primeiro dia da série gerada.===="

SCALAR meio
CALCULATE numAleat=Uniforme$(1)
    & meio=0.5
IF numAleat.GE.meio
    CALCULATE estado$(1)=1
ENDIF

IF numAleat.LT.meio
    CALCULATE estado$(1)=0
ENDIF

"====Fim define primeiro dia: dia chuvoso=1 e dia seco=0.===="

FOR i=2...Nger
    CALCULATE anterior=i-1
    & num=Uniforme$(i)
    & estAntes=estado$(anterior)

    IF estAntes.EQ.1.AND.num.LE.prob11$(i)
        CALCULATE estado$(i)=1
    ENDIF

    IF estAntes.EQ.1.AND.num.GT.prob11$(i)
        CALCULATE estado$(i)=0
    ENDIF

    IF estAntes.EQ.0.AND.num.LE.prob01$(i)
        CALCULATE estado$(i)=1
    ENDIF

    IF estAntes.EQ.0.AND.num.GT.prob01$(i)
        CALCULATE estado$(i)=0
    ENDIF

    CALCULATE estAtual=estado$(i)
    PRINT i, num, estAntes, prob11$(i), prob01$(i), estAtual; DECIMALS=0,4,0,4,4,0
ENDFOR

PRINT estado; DECIMALS=0
    "Imprime a série com a ocorrência de ppt"

CALCULATE ppt=estado

"**** fim gera seqüência de ocorrência de ppt ****"

"**** início gera quantidade em função de t-1 ser 0 ou 1 ****"

CALCULATE kappa01=0.6536
    & kappa11=0.6040
    & agamma01=kappa01
    & agamma11=kappa11

CALCULATE shiftger=SHIFT(estado)
    " Sequencia defasada por um dia"

FOR j=2...Nger
    CALCULATE anterior=j-1
    & hoje=estado$(j)
    & ontem=estado$(anterior)

```

```

IF ontem==0.AND. hoje==1
  "São selecionadas seqüências 0-1"
  CALCULATE c1 = COS(2*pi*/365)
    & s1 = SIN(2*pi*/365)

  "coeficientes 2.6542,-0.0570,-0.0594"
  "obtidos do ajuste `a quantidade de ppt para mu01"
  "com 2 termos harmonicos "
  CALCULATE logmu01=2.6542-0.0570*c1-0.0594*s1
  CALCULATE bgamma01=EXP(logmu01)/kappa01
  CALCULATE bgmm01=bgamma01$j]

  GRANDOM [DISTRIBUTION=gamma; NVALUES=1; AGAMMA=agamma01;\
BGAMMA=bgmm01] Qgamma
  "Gerar um valor com distribuicao gamma"
  CALCULATE ppt$j]=Qgamma
  PRINT 'evento 0-1', j; DECIMALS=0
ENDIF
IF ontem==1.AND. hoje==1
  "São selecionadas sequencias 1-1"
  CALCULATE c1 = COS(2*pi*/365)
    & s1 = SIN(2*pi*/365)
    & c2 = COS(4*pi*/365)
    & s2 = SIN(4*pi*/365)

  "Coeficientes 2.7242,-0.0982,0.0039,-0.0917,-0.0874"
  "obtidos do ajuste `a quantidade de ppt para mu11"
  "com 4 termos harmonicos "
  CALCULATE logmu11=2.7242-0.0982*c1+0.0039*s1-0.0917*c2-0.0874*s2
  CALCULATE bgamma11=EXP(logmu11)/kappa11
  CALCULATE bgmm11=bgamma11$j]

  GRANDOM [DISTRIBUTION=gamma; NVALUES=1; AGAMMA=agamma11;\
BGAMMA=bgmm11] Pgamma
  "Gerar um valor com distribuicao gamma"

  CALCULATE ppt$j]=Pgamma
  PRINT 'evento 1-1', j; DECIMALS=0
ENDIF
ENDFOR "FOR j=2...Nger"

***** fim gera quantidade de ppt *****

"=== grava arquivo texto com as quantidades geradas ==="

OPEN 'C:/Documents and Settings/Windows/Meusdocumentos/Toshio/teseRiscoSoja/gerapppt/pptgerado15.TXT';
CHANNEL=4;FILETYPE=output
PRINT[CHANNEL=4] estado, ppt; DECIMALS=0, 1
CLOSE 4; FILETYPE=output

PRINT estado, ppt; DECIMALS=0, 1

```

## ANEXO 2

Valores de rendimento de soja (kg.ha<sup>-1</sup>) em Cruz Alta (RS) da série observada correspondendo ao período compreendido entre os anos agrícola 1975/76 e 1996/97 e das 100 séries geradas de 22 anos de rendimento de soja.

<b>safr</b>	<b>1976</b>	<b>1977</b>	<b>1978</b>	<b>1979</b>	<b>1980</b>	<b>1981</b>	<b>1982</b>	<b>1983</b>	<b>1984</b>	<b>1985</b>	<b>1986</b>	<b>1987</b>	<b>1988</b>	<b>1989</b>	<b>1990</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>
série histórica	1200	1500	1500	900	1246	1620	1265	1707	1620	1780	1000	1800	1080	1800	2040	720	2040	2210	1800	2040	1500	1500
Y serie 01	734	1577	2063	2121	1936	1804	1801	1574	2315	1768	1849	1321	1436	1862	2317	1172	1746	1974	1410	1990	1401	1539
Y serie 02	1556	2326	1893	1582	1595	1579	1708	1439	1312	1916	1968	927	1442	1710	1984	1991	2112	2815	1736	1942	2003	2467
Y serie 03	1588	2074	1906	2050	470	1603	1746	2557	1849	1536	2216	1969	1388	2088	1803	1818	1861	1217	966	2154	1355	1134
Y serie 04	1559	2512	863	2199	1670	1854	1227	1811	1877	2253	1121	1427	1736	2058	1792	2733	1558	1014	2162	1054	2010	848
Y serie 05	2090	1628	1546	2155	2006	1962	1853	1985	1462	2099	1474	1991	2347	1179	1051	1098	1928	1933	1512	1318	1767	2174
Y serie 06	2162	1772	2224	1572	2010	1739	2265	1896	2128	1734	1483	1682	2523	1839	2626	1984	1538	2094	2126	1373	1874	2361
Y serie 07	1058	2060	2155	1961	1779	1596	1976	1662	733	2475	2036	1655	2205	2033	1214	1780	3537	1757	1768	1704	1904	2244
Y serie 08	1939	1659	2433	2238	1609	1846	1493	2241	1944	1475	946	1410	2069	2040	1758	1997	1935	1480	1463	1352	1630	1975
Y serie 09	1841	1899	1734	1895	1710	1251	2012	1198	1904	1495	2009	1627	1272	2254	1913	1835	1098	1985	1576	1115	1117	1941
Y serie 10	1962	1415	2029	1595	1952	2017	1469	1931	1536	1568	1199	2002	2435	1548	2010	1684	1737	1509	2028	2146	1776	1526
Y serie 11	1973	1681	2315	1573	1623	1726	2126	1488	1472	2273	1903	2211	795	2126	1901	2208	1775	1440	1773	1938	1292	1389
Y serie 12	1841	1092	2079	1649	2153	1774	2016	1684	1500	2394	1750	1665	1484	1905	1909	1299	1803	1946	2131	1667	1894	1664
Y serie 13	1316	1738	1351	1630	1773	1572	1905	1009	2040	1887	1976	1802	2409	1199	2077	1632	1330	1821	1843	801	1781	2321
Y serie 14	2100	1961	1203	2315	2247	2003	1247	2121	1628	2050	984	1999	3873	1646	1442	1722	1672	2105	1808	1958	1571	1637
Y serie 15	1088	1506	2204	1638	1741	2239	2052	2344	1420	1585	1584	992	2287	1652	2052	1850	1908	2646	2375	1452	2477	1422
Y serie 16	1880	1208	1856	1738	1497	1325	2211	2542	1910	1785	1530	2096	1623	1106	2125	1523	2293	1621	1914	2066	2236	2186
Y serie 17	2116	1711	1525	1645	2015	2339	2130	2079	1554	2225	1531	1396	1413	2350	2167	1696	1529	1954	2060	1759	1408	1146
Y serie 18	1654	1344	1841	1530	1755	1891	1616	1986	1391	2257	3092	1599	2024	1317	2140	1684	1024	1732	1594	2092	1836	1392
Y serie 19	1532	1707	1549	1193	2539	1895	2129	1700	1188	2542	1799	1492	1595	783	2086	1430	1803	2079	1754	1461	1024	2003
Y serie 20	1636	1453	2032	1637	2113	1569	1368	1169	2079	1794	2132	1929	907	1997	1594	1169	1529	1845	1929	1270	2229	1434
Y serie 21	2101	1731	1521	2337	1561	2442	1591	1884	1279	2029	2306	2524	1252	2023	1636	1885	2376	1568	1463	367	1589	2016
Y serie 22	1912	1884	1930	2386	2154	1773	1398	1549	1604	1713	1955	2044	1411	2161	2685	1623	1872	1253	2260	1883	2106	2405
Y serie 23	1861	2454	2456	1865	1744	2228	1758	1811	1962	1824	1517	1893	1608	1856	1481	1616	1980	2004	2280	1968	1368	1384
Y serie 24	1696	1807	1977	2395	1897	2271	1831	1838	1915	1599	1608	499	2120	2126	1921	1710	1740	1964	1991	2020	1956	2103
Y serie 25	1818	1092	2147	2017	1479	1621	1685	1995	1841	1674	1886	1714	3590	2708	1775	1594	1548	1703	1998	2210	2402	1884
Y serie 26	2265	2173	1719	2322	2127	1764	1523	1641	1768	1925	1814	1935	1388	1621	1999	2262	2031	1760	2349	1310	2103	2008
Y serie 27	2190	1361	2181	1428	1723	1584	1380	2001	2825	1981	2084	2061	3228	1976	1520	1622	1810	1589	2072	1604	1909	1861
Y serie 28	1911	1788	1603	1927	1649	1559	1780	1994	2459	1644	1394	1846	2294	1750	1539	1491	1775	2443	1673	1575	1489	1987
Y serie 29	2026	1869	1818	1767	2768	2574	872	1585	1195	1942	2316	1531	1679	1321	1574	1783	1555	2191	1452	2077	1935	1495
Y serie 30	2126	1716	1326	2172	1883	2198	1832	1644	1094	1670	1067	912	1858	2019	1538	1566	2404	2162	1511	2089	1542	1766

continua na página seguinte

continuação da página anterior

safra	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Y serie 31	1247	1440	1505	2172	2171	1393	1607	1353	1817	2247	1724	2128	1999	2095	1652	1670	1851	2710	1407	1571	1581	1108
Y serie 32	2420	1613	2133	2066	2018	2064	1381	2283	2034	1821	1828	1992	1919	2402	1880	2038	1516	1899	2221	1769	2100	2024
Y serie 33	1778	2393	1699	1209	1802	1507	2008	1507	1449	1780	1527	1285	2694	1238	2782	2168	1639	2166	1422	665	2139	1951
Y serie 34	1876	1673	1886	1852	709	3238	1410	1896	2766	1460	1520	1686	1079	1797	1358	1577	1741	1524	1697	2074	2034	1792
Y serie 35	1639	1182	1131	1841	1705	2030	1709	1769	2147	1722	2102	2156	1485	1810	2135	1671	1923	1809	1307	1394	1609	2911
Y serie 36	2046	2055	2000	1469	1697	1796	1517	1974	1845	1611	1843	1909	1862	2377	2217	1909	1211	2240	895	2043	1988	1999
Y serie 37	1241	1980	1487	1152	1546	1509	1694	2318	1578	2222	1936	1855	1375	1853	1899	1594	1826	1607	1461	2049	1614	1829
Y serie 38	3576	1939	1736	1193	1446	1969	1439	1982	1434	1315	2139	2056	2163	1656	2187	2127	2195	1904	2170	1332	1775	2255
Y serie 39	1955	1975	2321	1508	1803	2071	2142	713	2071	1677	1543	1853	1633	1775	1261	1671	1242	1619	1835	2522	1412	1770
Y serie 40	2095	2086	984	1441	2225	1732	1934	1436	2015	2332	1939	1764	1699	1792	1874	1547	1215	1804	3131	1981	1738	2140
Y serie 41	1482	2170	902	2130	1642	1367	1160	1996	1331	1370	1458	1110	1925	1621	1265	2219	1705	1986	1721	1359	1270	1807
Y serie 42	1766	1681	1686	1987	2080	1771	1784	1487	2052	1169	1992	1840	2266	1390	2210	404	1998	1827	1623	1648	2370	1691
Y serie 43	2158	3924	1071	3076	1985	1908	1815	2069	1033	1320	1427	1969	1583	1446	1598	1659	1849	2182	1264	2209	1764	1752
Y serie 44	1445	2149	1490	1161	1709	1975	1641	1541	1058	1911	1998	1309	1495	1688	1733	1707	1574	2317	1684	1877	1984	1474
Y serie 45	1404	1978	1876	1789	1356	1605	1460	2000	2209	1048	1802	1335	2044	1944	1872	1031	1862	1882	806	1432	1542	1659
Y serie 46	1698	1696	1830	1813	1714	1942	2211	1595	1921	2330	2091	2177	617	1228	1361	1387	2041	1810	1927	2065	1699	1883
Y serie 47	1440	2090	1132	1441	1656	1634	1638	2286	1579	2061	1845	1910	1462	1834	1557	1320	1774	1634	962	2020	1733	1485
Y serie 48	3818	1941	1895	1224	1417	1912	1357	2072	1729	1334	2083	1981	2135	1625	2212	2089	2050	1881	2308	1209	1898	2293
Y serie 49	2025	2176	2354	1645	1648	2034	1922	662	1903	1613	1427	1723	1555	1718	1395	1621	1041	1746	1702	2260	1323	1538
Y serie 50	1864	1716	1138	1814	2156	1709	1629	1565	2662	1808	2084	1786	1724	1844	1753	1675	1189	1723	2872	1855	1761	2417
Y serie 51	1369	1981	971	2247	1561	1411	958	2032	1268	1373	1437	1446	2237	1496	1295	2050	1675	2074	1607	1278	1355	1695
Y serie 52	1409	2127	1166	1074	1600	1626	1853	2048	1711	2112	1754	1740	1519	1980	1690	1523	1769	1620	1199	2014	1631	1770
Y serie 53	4067	2001	1921	1121	1527	2001	1707	1859	1509	1221	2085	1862	1997	1699	2143	2089	2191	1864	2184	1666	2199	2280
Y serie 54	1142	2005	1953	1958	1717	2283	3079	1607	2068	1143	1838	1978	2095	1256	1932	1214	3054	1744	1250	2247	1428	1712
Y serie 55	1843	1880	1908	2244	1455	1580	2224	1802	2406	977	1868	1527	2087	1958	1713	1136	1942	1749	1532	1571	1853	1846
Y serie 56	1434	2127	1291	1466	1825	1893	1820	1650	1706	1165	1957	770	2339	1930	1249	1832	1451	1485	2148	1707	1924	1875
Y serie 57	918	2009	1577	1734	2034	1871	1431	1976	1629	1880	1976	1246	1770	2084	1967	1167	1511	1825	1910	1554	1171	1926
Y serie 58	1670	1437	1987	1665	1069	1915	1219	1511	1882	1349	1816	1724	1648	2064	2012	2006	1913	2933	1683	690	1593	2104
Y serie 59	1704	1690	1970	1356	886	1665	2239	1793	2302	2234	1732	2341	2477	1659	1554	1848	1814	1400	1752	1743	2517	2241
Y serie 60	1880	1627	1505	853	1874	1925	1596	1531	1736	2031	1550	1348	1879	1981	1701	1871	1925	1657	1989	1975	1679	1959
Y serie 61	2367	1484	1897	2003	1687	1886	1513	1857	1491	1592	2980	1922	1711	1537	1615	2158	1899	1854	1854	2051	1600	2014
Y serie 62	2518	1526	1649	2459	1037	1935	1634	2182	916	1968	2094	2206	1512	1745	1405	3097	2614	1871	1831	1917	1906	837
Y serie 63	1297	1535	1466	1455	1667	1674	2114	1458	1716	1732	1370	1765	1460	2175	1343	1629	1638	2125	1321	2065	1626	1897
Y serie 64	2169	2103	1518	1758	1811	1678	1972	1806	1340	1801	1546	1746	1853	1149	2270	1725	1961	1367	1415	1976	1873	2337
Y serie 65	1297	1526	2046	1414	796	2095	1696	2315	1474	2408	2274	2568	1563	1836	1552	2445	1601	1607	1716	1289	1796	2339

continua na página seguinte

continuação da página anterior

<b>safra</b>	<b>1976</b>	<b>1977</b>	<b>1978</b>	<b>1979</b>	<b>1980</b>	<b>1981</b>	<b>1982</b>	<b>1983</b>	<b>1984</b>	<b>1985</b>	<b>1986</b>	<b>1987</b>	<b>1988</b>	<b>1989</b>	<b>1990</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>
Y serie 66	1866	2207	1847	2170	1582	2267	2430	1860	1535	1619	1536	2216	1154	2027	1701	637	1245	2122	1662	843	1363	1108
Y serie 67	1546	2164	2110	1750	2129	1074	2584	1730	1881	1533	1602	1037	1588	1676	1848	2037	1631	1689	2201	1893	1465	1878
Y serie 68	2455	1451	1727	1331	1348	2171	1223	1696	1673	1728	1589	1343	1406	1855	1204	1483	1606	2152	2088	1211	1041	763
Y serie 69	1759	1665	1286	1447	1363	2305	1835	1782	1894	1638	1612	1717	1506	2016	1609	2106	1464	1733	1773	1765	2088	1656
Y serie 70	1814	1809	4275	1921	971	2809	2067	994	1804	1434	1538	2096	1723	1462	3098	1548	1669	1605	1753	2145	1877	1601
Y serie 71	2340	1154	1378	2352	2533	1473	2625	1634	2112	2274	1321	1918	1211	1598	1572	1263	2595	2109	1763	1453	1902	2061
Y serie 72	2056	1942	2290	980	1324	1900	1428	1757	1507	2242	2114	1286	1545	2127	1145	2024	1997	1890	1555	1736	1604	1911
Y serie 73	2207	1559	2265	1526	2124	1593	2301	1395	1934	1599	1707	2088	1313	1773	1506	2125	1420	1865	1066	1639	2007	1890
Y serie 74	2380	2438	1185	1498	1816	1524	639	1265	1405	1480	1847	1477	1243	1755	1783	1571	1969	1819	2270	2089	1739	1791
Y serie 75	1544	1768	1740	1535	1575	2372	1120	1479	2040	1674	1888	2064	1942	888	581	1696	1445	1759	2526	1942	1750	1904
Y serie 76	1248	2076	1111	1122	1526	1570	2458	2214	1773	2262	1707	2037	1344	2080	2049	1539	1754	1513	1187	2083	1668	1804
Y serie 77	4064	2160	1916	1081	1617	1972	1630	2183	1803	1311	2152	1871	1976	1604	2018	2115	2159	1801	2388	1645	1787	2185
Y serie 78	2169	1941	2295	1526	1797	2016	1889	707	2086	1563	1463	2048	1551	1723	1604	1988	1037	1818	1773	2190	1461	1699
Y serie 79	1845	1619	1206	1862	2558	1637	2013	1670	2120	2292	2589	1657	1641	1715	1775	1525	1200	1794	2846	1768	1893	2212
Y serie 80	1398	2058	744	2176	1567	1494	1727	1835	1334	1399	1374	1010	1860	1604	1312	2082	2034	1716	1546	1257	1271	1858
Y serie 81	1577	1919	1757	1961	2273	1667	1740	1514	1976	839	2157	1769	1706	1511	2011	384	1703	1890	1803	1693	2278	1540
Y serie 82	2365	3618	1201	2948	1769	1981	1817	2086	1214	1555	1688	1717	1584	1472	1404	1672	1942	2355	1207	2112	1701	1849
Y serie 83	1335	2040	1515	1128	1960	1754	1625	1532	1096	1632	1830	1474	1433	1642	1568	1650	1709	2407	1816	1917	2136	1291
Y serie 84	1434	1771	1777	1976	1419	1575	1548	2212	2270	1150	1942	1407	2116	1993	1892	1415	1860	1795	870	1366	1681	1643
Y serie 85	1966	1642	2000	1779	1377	1788	2129	1580	1887	2698	2061	1854	676	1368	1562	1700	1384	2018	2037	1890	1539	1642
Y serie 86	2117	2034	1754	1811	1624	1706	2023	1744	1324	1820	1442	1844	1726	1029	2643	1920	1960	1078	1399	1993	1591	2330
Y serie 87	1593	1611	1876	1444	865	2041	1653	2393	1866	2278	2384	2488	1635	2074	1535	2472	1670	1604	1425	1071	1772	2098
Y serie 88	980	1201	2414	1661	1289	2186	1743	1548	1600	2162	1666	2297	1687	1596	2257	1382	1789	1618	1746	2376	2024	2111
Y serie 89	1597	1830	2051	2072	3070	1375	1644	1296	1432	1695	1805	1583	1718	1024	1992	2270	1662	1764	2250	1672	2091	2620
Y serie 90	1975	2062	1640	1505	2192	1891	1925	1419	1152	1749	1936	2160	1735	1596	1937	1198	1855	2058	930	1666	2118	1659
Y serie 91	2612	2025	1550	1476	1696	1619	1416	975	1460	2049	2022	2151	2085	1489	1410	1987	1725	1464	2056	1713	1432	1538
Y serie 92	2009	1954	1808	1770	1497	1545	1578	1364	1571	1913	2080	1805	2772	1623	1310	1067	1595	1805	1511	1705	2072	2141
Y serie 93	1712	1429	1423	1937	1945	1993	1716	1138	1994	2244	2048	1750	2105	1894	1808	1651	1710	2138	1553	1883	1906	555
Y serie 94	2327	1590	1592	2201	1408	1708	1377	1812	1889	1346	1567	1566	1032	1854	2035	1589	1834	1781	1938	1373	2002	1985
Y serie 95	3436	2214	1405	1550	2529	2089	2073	2058	1689	1599	1692	1476	1397	1616	1874	905	852	1519	2091	1696	1710	1244
Y serie 96	1536	2098	1677	1786	2195	1767	1309	1902	2222	1284	1451	2394	1854	1875	2010	2341	2073	1506	1606	897	1817	1990
Y serie 97	1359	2051	1119	1658	1845	2118	2228	2010	1910	1908	1908	2092	2269	1891	2010	2790	1574	2310	2039	1662	1931	1729
Y serie 98	1828	1969	1625	1620	2036	932	2248	1821	2197	2524	1790	2194	2652	1627	2235	754	1661	2276	1519	1914	1954	1857
Y serie 99	1728	1950	1830	1682	1880	2030	1697	1812	1942	1728	1922	2422	1975	1766	1472	1840	1503	1248	1922	1559	2117	1915
Y serie 100	1093	1578	2233	1840	2018	879	3190	1900	1879	1685	2720	1878	1533	2112	2038	1292	1416	1120	2035	1422	1927	1423

חד