

Utilização de Indicadores Climáticos na Previsão Probabilística de Precipitações e Vazões na Bacia do Alto São Francisco

Eber José de Andrade Pinto

Serviço Geológico do Brasil, CPRM

eber@bh.cprm.gov.br

Mauro Naghettini

Escola de Engenharia UFMG

naghet@netuno.lcc.ufmg.br

Magda Luzimar de Abreu

Instituto de Geociências UFMG

magda@csr.ufmg.br

Recebido: 03/04/06 – revisado: 12/07/06 – aceito: 28/09/06

RESUMO

O presente artigo apresenta os resultados da utilização de indicadores climáticos na previsão probabilística de precipitações semestrais (Out-Mar) e vazões trimestrais (OND e JFM) na Bacia do Alto São Francisco. Os indicadores climáticos utilizados foram as anomalias de temperatura da superfície do mar, TSM, em diferentes regiões dos oceanos e o índice de Oscilação Sul (SOI). O modelo desenvolvido estima as probabilidades das precipitações e vazões sazonais ocorrerem em categorias definidas como normal, abaixo do normal e acima do normal. O modelo é uma combinação linear ótima de previsões resultantes da autocorrelação serial ou persistência, e dos indicadores climatológicos (SOI e anomalias de TSM), gerando uma previsão consensual, ou seja, as probabilidades das precipitações e vazões sazonais estarem nos limites das categorias mencionadas. Foram testados 13 preditores distintos, defasados de 1 trimestre em relação à variável prevista. As previsões consensuais foram realizadas com dois ou três modelos probabilísticos e, tanto para as precipitações como para as vazões, trouxeram ganhos em relação às previsões realizadas a partir unicamente da climatologia, como demonstraram os resultados do índice de Half Brier. Na previsão consensual das precipitações semestrais sobre o Alto São Francisco foram selecionadas as anomalias de temperatura do mar nas regiões Niño1+2, Niño3.4 e ZCIT, sendo que as anomalias da região ZCIT apresentaram maior peso. Nos modelos de vazões trimestrais prevaleceram, como preditores, anomalias de TSM de regiões dos oceanos Pacífico e Índico e o Índice de Oscilação Sul (SOI).

Palavras-chave: previsão hidrológica; modelos probabilísticos; anomalias climáticas.

INTRODUÇÃO

As pesquisas sobre as relações entre as alterações da circulação atmosférica e seus efeitos no clima, e conseqüentemente no regime hidrológico de várias regiões do planeta, tiveram início em princípios do século XX. Como esses estudos mostraram que as anomalias nas temperaturas da superfície do mar, entre outras variáveis, apresentavam relação com as anomalias de precipitação, as previsões de secas passaram a utilizar esses tipos de indicadores.

Com o desenvolvimento das pesquisas, esses indicadores passaram a ser utilizados não somente para a previsão de secas, mas também para prever

vazões nos períodos úmidos. Segundo Robinson e Henderson-Sellers (1999), a relação entre fenômenos em duas ou mais localidades que não apresentam uma conexão direta aparente é chamada de teleconexão. Atualmente, a idéia de teleconexão é freqüentemente utilizada em associação com os índices de circulação, os quais são geralmente baseados na diferença de pressão entre duas localidades diferentes. Ainda de acordo com os autores citados, esses índices formam um meio eficiente de expressar movimentos atmosféricos freqüentes e complexos sobre uma área.

Entre os temas mais abordados, estão as influências do El Niño e La Niña, os quais representam os extremos da Oscilação Sul (OS). Esses fenô-

menos vêm sendo investigados desde a década de 1920, quando foi sugerido que a Oscilação Sul apresentava correlação linear com as precipitações em várias partes do globo (Walker, 1923 e 1924, Walker e Bliss, 1932, *apud* Ropelewski e Halpert, 1989 e 1996).

A variabilidade natural do escoamento Leste-Oeste sobre o Oceano Pacífico, intensificado pelo gradiente barométrico resultante da oposição entre os anticiclones subtropicais e as baixas pressões observadas sobre a Indonésia, determina a flutuação da pressão atmosférica à superfície do mar sobre essa bacia oceânica. Essa flutuação é denominada Oscilação Sul e sua intensidade é indicada por meio do índice de oscilação sul (SOI), o qual mede a diferença dos desvios da pressão atmosférica entre o Taiti e a cidade de Darwin, na Austrália. Em geral, as séries temporais suavizadas de SOI possuem forte correlação com as mudanças das temperaturas do oceano e pressão atmosférica ao longo do Pacífico tropical leste. A fase negativa do SOI representa pressões abaixo do normal, no Taiti, e acima do normal, em Darwin. Períodos prolongados de valores negativos do SOI coincidem com um aquecimento anormal das águas do Pacífico tropical leste, o que é típico dos episódios de El Niño. Os períodos mais duradouros de valores positivos do SOI coincidem com o resfriamento anormal das águas do Pacífico tropical leste e anomalias de baixas pressões atmosféricas na Indonésia e Pacífico tropical oeste, que é típico dos episódios de La Nina (Pinto, 2005).

Os primeiros trabalhos realizados procuraram estabelecer as relações dos diferentes indicadores climáticos com as precipitações. As análises eram realizadas com técnicas estatísticas simples, tais como análise de correlações e a investigação das alterações nas precipitações, principalmente em relação às médias, quando ocorriam modificações na circulação da atmosfera.

Um grande avanço ocorreu com os trabalhos desenvolvidos por Ropelewski e Halpert (1989 e 1996), que passaram a comparar os percentis da distribuição de probabilidade das precipitações, ajustadas para o período completo de dados, com os percentis da distribuição ajustada para o período de ocorrência de fenômenos associados às alterações na circulação atmosférica.

Além da Oscilação Sul, também foram estudadas as relações de outros indicadores climáticos, principalmente a temperatura da superfície do mar (TSM) em diferentes regiões dos oceanos, com as precipitações e as vazões. Esses indicadores, geralmente, são utilizados como variáveis preditoras em modelos de previsão das precipitações e vazões men-

sais ou sazonais. A seleção das variáveis preditoras é efetuada predominantemente a partir de uma análise de correlação. Contudo, um avanço recente na identificação de um sistema preditor foi o método proposto por Sharma (2000), o qual utiliza uma implementação não paramétrica do critério de informação mútua (Fraser e Swinney, 1986 *apud* Sharma, 2000) como uma medida da dependência entre as variáveis. O critério é baseado na caracterização da distribuição conjunta de probabilidades, a qual é definida a partir das variáveis envolvidas com a utilização de um estimador núcleo *kernel* não paramétrico.

Sharma (2000a), aplicando o método proposto por Sharma (2000) na identificação do sistema preditor, elaborou um modelo probabilístico para a previsão de precipitações utilizando técnicas não paramétricas, o qual permite a estimativa da função densidade de probabilidade condicional da precipitação, para um certo conjunto de preditores. Tratando especificamente das vazões, o emprego de indicadores climáticos em modelos probabilísticos de previsão de longo termo começou a ter grande impulso a partir da década de 1980. Entre os estudos precursores, destaca-se o desenvolvido por Simpson *et al.* (1993), no qual é elaborado um modelo de previsão de vazão anual para o sudeste da Austrália. Na seqüência e, em particular, nos últimos 20 anos, muitos pesquisadores, de diferentes países, passaram a utilizar variáveis hidroclimáticas, ou indicadores de anomalias climáticas, como preditores nos modelos probabilísticos de previsão de médio ou longo termo de precipitações ou vazões. Entre esses, destacam-se os trabalhos de Piechota *et al.* (1998), Piechota *et al.* (1999) e Piechota *et al.* (2001).

Piechota *et al.* (1998), com base na experiência e nos conceitos propostos por vários autores, entre os quais se destacam Simpson *et al.* (1993) e Casey (1995), descrevem o desenvolvimento e o uso de um modelo de previsão de vazões sazonais, baseado em uma combinação linear ótima de previsões derivadas da climatologia, da autocorrelação serial ou persistência das vazões, do índice de oscilação sul (SOI) e das temperaturas da superfície do mar do Pacífico equatorial (TSM). O modelo de Piechota *et al.* (1998) estima a probabilidade das vazões sazonais ocorrerem em categorias definidas como normal, abaixo do normal e acima do normal.

Continuando a pesquisa, Piechota *et al.* (2001) apresentam um método que utiliza a análise de discriminante linear para empiricamente ajustar dados e previsões de vazões a uma probabilidade de excedência. Esse trabalho amplia o apresentado por Piechota *et al.* (1998), pois apresenta as previsões em

forma de probabilidade contínua, em contraste com a previsão por categorias descrita no artigo anterior. O método proposto por Piechota *et al.* (2001), foi testado em algumas estações da Austrália, utilizando o SOI, as SSTs e a autocorrelação serial como preditores das vazões sazonais. Com relação às vantagens do método proposto, os seus autores apontam as seguintes: o método considera uma relação contínua entre os preditores e a variável prevista e não pressupõe uma estrutura particular de modelo. Entretanto, devido ao seu semi-empirismo, tem como premissa que os dados históricos utilizados no ajuste do modelo representam toda a população.

O presente artigo descreve as modificações propostas por Pinto (2005), em relação à metodologia desenvolvida por Piechota (1998), e apresenta os resultados alcançados na previsão probabilística de precipitações semestrais (Out-Mar) e vazões trimestrais de Outubro-Novembro-Dezembro (OND) e Janeiro-Fevereiro-Março (JFM) na Bacia do Alto São Francisco, empregando como preditores alguns indicadores climáticos, ou seja, anomalias de temperatura da superfície do mar, TSM, em diferentes regiões dos oceanos e o índice de Oscilação Sul (SOI).

METODOLOGIA

Antes de iniciar a descrição das etapas que compõem a metodologia, cabe mencionar que a seleção dos preditores, aqui utilizados, fundamentou-se na disponibilidade das informações e na revisão bibliográfica, onde diversos trabalhos mostravam que o Índice de Oscilação Sul e as anomalias da temperatura da superfície do mar em regiões dos oceanos Atlântico, Pacífico e Índico, aqui denominados de indicadores climatológicos, apresentavam algum sinal de teleconexão com variáveis climáticas do sudeste brasileiro (Lúcio *et al.*, 1998; Cardoso e Silva Dias, 2000; Galvinctio e Souza, 2002; Guetter, 2003; Grimm *et al.* 2001a, 2001b, 2004 e Cardoso *et al.*, 2004). Como se verá adiante, a seleção dos melhores preditores foi feita a partir da análise de desempenho dos modelos de previsão probabilística, segundo o índice de *Haf-Brier* (Brier e Allen, 1951 *apud* Piechota *et al.* 1998).

Resumidamente, as etapas empregadas neste estudo, resultante das modificações efetuadas por Pinto (2005) no modelo proposto por Piechota *et al.* (1998), são as seguintes:

- Separção dos dados de vazões médias trimestrais de OND e JFM, e precipitações semestrais (outubro a março) em três categorias, acima do normal, normal e abaixo do normal;
- Organização dos valores das variáveis preditoras (persistência de vazões, SOI e SST) do período anterior, em correspondência às variáveis previstas separadas por categorias. Assim, têm-se as variáveis preditoras defasadas de um trimestre associadas às variáveis previstas nas três categorias; e
- Cálculo, aplicando o teorema de Bayes, das probabilidades posteriores de cada categoria da variável prevista, condicionada à variável preditora referente ao trimestre anterior ao qual está se fazendo a previsão, com o uso da equação:

$$P(VP_i/X) = \frac{p_i f_i(x)}{\sum_{i=1}^k p_i f_i(x)} \quad (1)$$

onde, VP_i é a categoria i da variável prevista (acima do normal, normal e abaixo do normal); p_i é a probabilidade, a priori, da categoria i da variável prevista (acima e abaixo do normal 30%, e normal 40%); $f_i(x)$ é a função densidade de probabilidade (fdp) da variável preditora, referente ao período anterior ao da previsão na categoria i ; X é o valor observado da variável preditora; e k é o número de categorias.

As funções densidade de probabilidade das variáveis preditoras nas três categorias são estimadas por um método não paramétrico utilizando o estimador núcleo ou *kernel*. O estimador núcleo de densidade é definido como:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{hn} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x - x_i}{h}\right) \quad (2)$$

onde (x_1, \dots, x_n) é um conjunto de n observações; $k(\cdot)$ é a função núcleo, e h é a largura do intervalo de classe considerado para a variável preditora.

Podem ser utilizados vários tipos de função núcleo ou *kernel*, incluindo a retangular e a triangular. O estimador de densidade da função *kernel* normal univariada, tal como apresentado por Silverman (1986), foi adotado neste estudo, sendo expresso por

$$\hat{f}_X(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{(2\pi)^{1/2} h_1 \hat{\sigma}} \exp\left(-\frac{(x - x_i)^2}{2(h_1 \hat{\sigma})^2}\right) \quad (3)$$

onde $\hat{f}_X(x)$ é a densidade *Kernel* univariada estimada para a variável X ; x_i é o $i^{\text{ésimo}}$ ponto de uma amostra de tamanho n ; $\hat{\sigma}$ é o desvio padrão da amostra; e h_1 é o fator de largura de faixa univariado.

A largura da faixa, h , é chave para uma boa estimativa da densidade de probabilidade. Um grande valor de h resulta em uma densidade de probabilidade muito suavizada. Um valor baixo, por outro lado, pode gerar estimativas de densidades fortemente influenciadas por pontos individuais, com saliências nas caudas da curva de densidade de probabilidade. Algumas regras operacionais para escolha de valores ótimos da largura de faixa, h , estão disponíveis na literatura. Este trabalho utilizou uma equação relativamente simples e computacionalmente eficiente para escolha de h , conhecida como largura de faixa de referência Gaussiana (Silverman, 1986), a qual é dada por:

$$h_{\text{ref}} = \left(\frac{4}{d+2} \right)^{\frac{1}{d+4}} \frac{1}{n^{\frac{1}{d+4}}} \quad (4)$$

onde n e d denotam, respectivamente, o tamanho da amostra e a dimensão do conjunto de variáveis. No caso univariado, a equação 4 reduz-se a:

$$h_1 = 1,06 \cdot n^{\left(-\frac{1}{5}\right)} \quad (5)$$

A combinação linear ótima (CLO) dos modelos de previsão estatísticos-empíricos é realizada aplicando pesos a , b , c até n , que variam de 0 a 1 da seguinte forma:

$$\text{Pr}_{\text{CLO}} = a \text{Pr}_{V_1} + b \text{Pr}_{V_2} + c \text{Pr}_{V_3} + \dots + n \text{Pr}_{V_n} \quad (6)$$

em que Pr_{CLO} é a combinação linear ótima dos modelos adotados e Pr_{V_i} são as previsões probabilísticas dos modelos que adotam as variáveis preditoras V_i , as quais são calculadas pela equação 1. A Figura 1 apresenta de forma esquemática o modelo de previsão consensual.

A escolha dos modelos probabilísticos e a definição dos respectivos pesos que formarão a combinação linear ótima (Pr_{CLO}) ou previsão consensual são realizadas, objetivamente, utilizando um índice de destreza ou habilidade das previsões (*Skill Score*). No caso de uma previsão que estabelece probabilidades de um evento ocorrer em r categorias, o índice de destreza para todas as previsões nas r categorias e n observações é medida por meio do índice

de *Half-Brier* (Brier e Allen, 1951 *apud* Piechota *et al.* 1998). O cálculo do índice de *Half-Brier* é feito pela equação:

$$\text{HBS} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^r (\delta_{ij} - \phi_{ij})^2 \quad (7)$$

na qual ϕ_{ij} é probabilidade prevista de que o evento irá ocorrer na categoria j ; δ_{ij} tem o valor 1 (um) se o evento ocorreu na categoria j e 0 (zero) se não ocorreu nesta categoria; r é o número de categorias, neste estudo $r=3$, e n é o número de eventos previstos.

Caso a previsão seja perfeita, ou seja, a probabilidade prevista seja igual a 1 para a categoria observada, o índice de *Half-Brier*, HBS, terá um valor de zero.

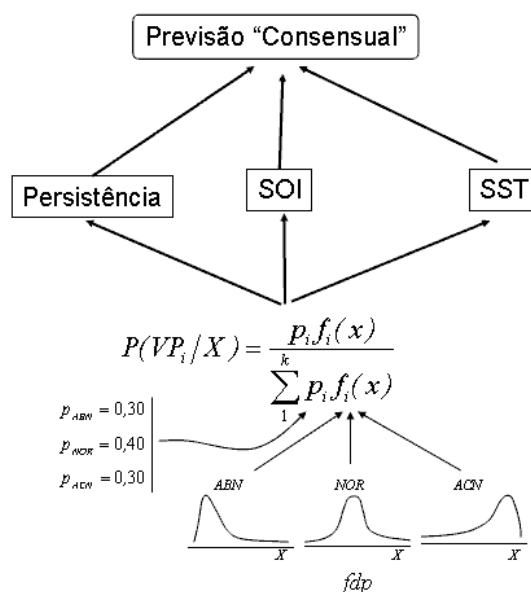


Figura 1 – Esquema do modelo de previsão consensual

Na determinação da previsão consensual, a equação 6 é calculada para os eventos observados, testando-se todas as combinações possíveis de modelos e pesos. Para cada conjunto de modelos probabilísticos em teste, os pesos da equação 6 sofrem variações incrementais de 0,01 com a soma dos mesmos permanecendo constante e igual a 1 na combinação examinada. Além disso, para cada grupo de pesos avaliado quando se considera um conjunto de modelos probabilístico que forma a equação 6, é calculado o índice de *Half-Brier*, HBS. O conjunto de

modelos probabilísticos e a respectiva combinação de pesos que produzir o menor índice de *Half-Brier*, HBS, são adotados no cálculo da previsão consensual. A Figura 2 apresenta o fluxograma com as atividades para elaboração do modelo.

A eficiência da combinação linear ótima (CLO) dos modelos probabilísticos é avaliada através da comparação entre os índices de *Half-Brier* calculados para a CLO, e aquele obtido, caso fosse utilizada unicamente a previsão climatológica, ou seja, probabilidade de 30%, para as categorias acima e abaixo do normal, e de 40% para a categoria normal.

ÁREA EM ESTUDO

A bacia do Alto São Francisco situa-se na região central do Estado de Minas Gerais, abrangendo uma área da ordem de 90.000km² entre as nascentes do rio São Francisco e a foz do rio das Velhas, correspondendo aproximadamente às latitudes 17°20' e 20°40' Sul e longitudes 43°30' e 46°20' Oeste. Essa região engloba, além do alto rio São Francisco, todos os seus afluentes até a foz do rio das Velhas, sendo os principais tributários os rios Paraopeba, Pará, Indaia, Borrachudo, Abaeté e Velhas. A Figura 3 apresenta a localização da bacia do Alto São Francisco no Estado de Minas Gerais.

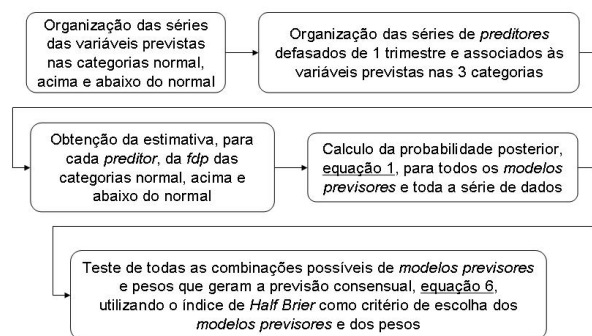


Figura 2 – Fluxograma do modelo de previsão consensual

O clima da bacia do Alto São Francisco está diretamente relacionado aos componentes da circulação geral da atmosfera. Os sistemas que compõem a circulação geral podem ser de larga-escala, transitentes e locais. Os sistemas transitentes, também chamados de circulação secundária, são perturbações

atmosféricas relacionadas ao aparecimento de linhas de instabilidade, frentes, ciclones e anticiclones móveis que interferem nas condições meteorológicas dos sistemas de grande escala.

Os principais sistemas que atuam diretamente sobre a área em estudo são o Anticiclone Subtropical do Atlântico Sul (ASAS), o Anticiclone Polar Atlântico, as linhas de instabilidade (LI), também chamadas calhas induzidas, os sistemas frontais, a zona de convergência do Atlântico Sul (ZCAS) e, indiretamente, a Alta da Bolívia (AB) e a Baixa do Chaco (BC).

O Anticiclone do Atlântico Sul é um sistema estacionário, com temperaturas bastante elevadas em seu interior, principalmente no verão, devidas à intensa radiação solar. Apresenta um elevado grau de umidade absoluta e a sua circulação atua o ano inteiro na parte leste do continente, gerando ventos de Leste a Nordeste no sudeste do Brasil. Devido à subsidência (correntes verticais descendentes), não há formação de nuvens extensas e desenvolvidas, apesar de ser um anticiclone quente e úmido. Esse fato caracteriza a estabilidade de um sistema dessa natureza. Entretanto, pode ocorrer, devido à umidade evaporada pela superfície líquida, limitada à camada mais superficial, a formação de nuvens baixas do tipo estratiforme. Essas são características típicas desse anticiclone sobre o oceano. Sobre o continente, ele sofre modificações, principalmente na região ocidental do Brasil, onde sofre influência da corrente oceânica do Brasil (águas quentes), o que favorece a instabilidade da borda oeste do ASAS. O ASAS é o responsável pelo transporte do vapor d'água proveniente do oceano Atlântico para o interior do Brasil. No outono e durante o inverno, há uma atuação mais intensa do ASAS, gerando as condições de estabilidade atmosférica observadas na bacia nesses períodos.

Segundo Assis (2001), os anticiclones polares (AP) têm sua origem na zona subantártica, área de transição entre o ar tropical e polar. Na origem, os AP's são frios e secos. Ao chegarem à bacia do Alto São Francisco, já sofreram um processo de tropicalização, com um aumento da temperatura e do teor de umidade relativa. Mesmo com essas alterações, esses sistemas são responsáveis pelas baixas temperaturas durante o inverno e pelas condições de bom tempo desse período. No verão, devido à maior intensidade do processo de tropicalização, os AP's atingem a bacia totalmente descaracterizados.

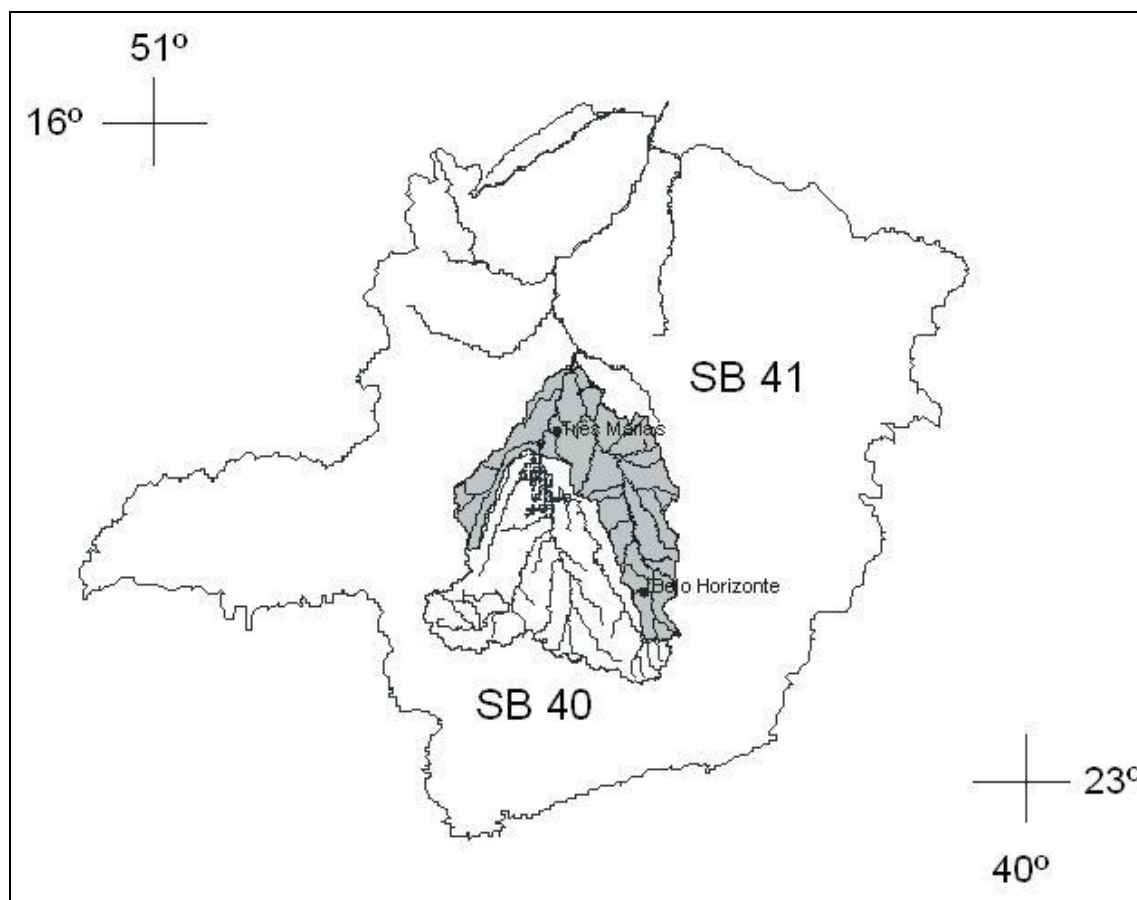


Figura 3 – Localização da bacia do Alto São Francisco

Os sistemas frontais, representados principalmente pelas frentes frias, se caracterizam por serem superfícies de descontinuidade produzida pelo contato entre duas massas de ar com temperaturas diferentes. Os elementos meteorológicos variam de maneira repentina na zona de transição entre as massas de ar. De acordo com Moreira (2002), a intensidade das instabilidades decorrentes de uma frente fria serão proporcionais às diferenças de características das massas de ar que as originaram. Os sistemas frontais frios são responsáveis por grande parte das precipitações que ocorrem na bacia durante o verão.

Atuando de forma indireta, especialmente no verão, a Baixa do Chaco (BC) e Alta da Bolívia (AB) geram chuvas de caráter convectivo e fortes tempestades.

As linhas de instabilidade (LI) são depressões barométricas, na forma de linhas alongadas, que são formadas sobre os Estados do Amazonas e do Pará, como consequência do ciclo diurno de

aquecimento, e, no seu processo de desenvolvimento, deslocam-se para Sudeste. Elas formam um sistema dinâmico de convergência, causando ascensão do ar, e, dependendo da força ascensional e do teor de umidade, originam chuvas e trovoadas, de curta duração, com ventos que alcançam de 60 a 90 km/h. Esse tipo de fenômeno ocorre preferencialmente no verão, pois o aquecimento do continente gera um decréscimo geral de pressão.

A Zona de Convergência do Atlântico Sul (ZCAS), segundo Moreira (2002), é convencionalmente definida como sendo uma faixa de nebulosidade persistente, orientada no sentido noroeste-sudeste, associada a um escoamento convergente na baixa troposfera que se estende por milhares de quilômetros desde o sul da Amazônia até o Atlântico Sul-Central. Esse sistema é um eficiente produtor de chuvas intensas na região tropical durante o verão. Quadro (1994), mencionado por Moreira (2002), utiliza como critério de identificação de um episódio característico da ZCAS a persistência por pelo

menos 4 dias consecutivos da banda de nebulosidade acompanhada de precipitações intensas. Oliveira (1986), também citado por Moreira (2002), estabelece que os sistemas frontais que atingem as latitudes entre 20° S e 25° S, quando interagem com a convecção tropical, estão na maioria das vezes interagindo com a convecção que se estabelece sobre a área da Amazônia.

Outro fator regional que afeta o clima da bacia do Alto São Francisco é a presença das Serras do Espinhaço, da Canastra e da Mantiqueira como anteparo físico e dinâmico ao transporte de umidade.

Os totais pluviométricos anuais variam, de forma geral, entre 1700mm, nas cabeceiras da bacia, a 1000mm, na região próxima à confluência do rio das Velhas com o rio São Francisco. O regime pluviométrico é típico das regiões de clima tropical, com a ocorrência dos valores mensais máximos no período de verão e dos mínimos no inverno, conforme ilustrado na Figura 4.

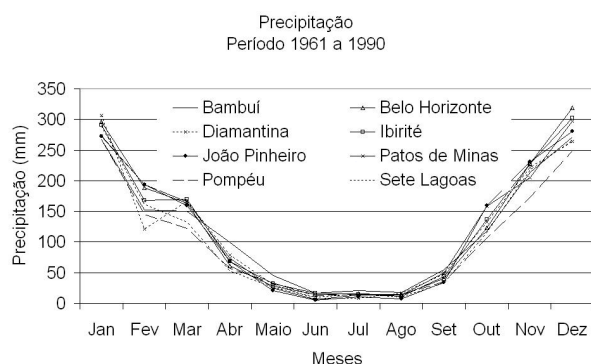


Figura 4 - Valores normais de precipitação

O gráfico da Figura 4 mostra que a precipitação apresenta um comportamento espacial homogêneo. De fato, tem-se 6 meses de pronunciada seca (abril a setembro) e 6 meses nos quais a precipitação assume valores relativamente mais elevados (outubro a março). Provavelmente, o elemento que melhor explica a homogeneidade espacial é a ocorrência de processos de larga escala controlando o regime de precipitação nessa macrorregião. No inverno, com a potencialização do ASAS e a chegada de massas de ar frio e seco, impedindo processos convectivos de ascendência, há um decréscimo pronunciado da precipitação. O trimestre mais seco correspondente aos meses de junho, julho e agosto, contribui com menos de 5% da precipitação anual.

No verão, por outro lado, a menor intensidade de atuação do ASAS e o aumento do aquecimento do continente cria condições para a instabilidade atmosférica e favorece a ascendência das parcelas de ar. A chegada de frentes frias das latitudes médias, associadas às linhas de instabilidade tropical, contribui para a formação da Zona de Convergência do Atlântico Sul – ZCAS. Esse sistema gera precipitações de longa duração com grandes volumes. O trimestre mais chuvoso contribui com cerca de 55% a 60% do total anual precipitado, correspondendo, para a quase totalidade da bacia, aos meses de novembro-dezembro-janeiro. A exceção ocorre na extremidade ocidental da bacia, onde os meses mais chuvosos são dezembro, janeiro e fevereiro.

RESULTADOS

Inicialmente foram coletados os dados pluviométricos diários e as vazões médias diárias das estações da ANA e da CEMIG. Em seguida, foram selecionadas as estações pluviométricas e fluviométricas, constantes nessa base, que apresentavam mais de 30 anos de observações contínuas.

Aplicando o método de Thiessen, foram calculados os totais mensais médios de precipitação sobre a bacia do Alto São Francisco, acrescida da bacia do rio das Velhas. A série de precipitação média mensal, referente ao período de out/1958 a dez/2000, foi organizada com os dados das 36 estações pluviométricas apresentadas na Figura 5, na qual também são mostrados os polígonos de Thiessen utilizados na estimativa da precipitação média mensal.

A Figura 6 apresenta as precipitações anuais da bacia do Alto São Francisco, com a indicação dos anos em que ocorreu a fase quente, ou a fria da OS, nos meses de outubro a março.

Também foram organizados os dados de vazões trimestrais das estações fluviométricas de Porto Andorinhas, código 40100000, no rio São Francisco; de Porto Pará, código 40450001, no rio Pará; de Ponte Nova do Paraopeba, código 40800001 e Porto Mesquita, código 40865000, ambas no rio Paraopeba. A Figura 7 apresenta a localização dessas estações.

Os dados de indicadores climáticos obtidos foram os seguintes:

a) Índice de Oscilação Sul (SOI)

Foram coletados os dados disponibilizados pelo *Climate Prediction Center* (<http://www.cpc.ncep.noaa.gov/data/indices/index.html>). Os cálculos para a estimativa do Índice de Oscilação Sul mensal foram realizados com as seguintes equações:

$$PA_{Tahiti\ Pad} = \frac{(PA_{Tahiti} - \overline{PA_{Tahiti}})}{\sqrt{\frac{\sum_{1}^N (PA_{Tahiti} - \overline{PA_{Tahiti}})^2}{N}}} \quad (8)$$

$$PA_{Darwin\ Pad} = \frac{(PA_{Darwin} - \overline{PA_{Darwin}})}{\sqrt{\frac{\sum_{1}^N (PA_{Darwin} - \overline{PA_{Darwin}})^2}{N}}} \quad (9)$$

$$SOI = \frac{(PA_{Tahiti\ Pad} - PA_{Darwin\ Pad})}{\sqrt{\frac{\sum_{1}^N (PA_{Tahiti\ Pad} - PA_{Darwin\ Pad})^2}{N}}} \quad (10)$$

nas quais, PA_{Tahiti} é a pressão atmosférica mensal no Tahiti; $\overline{PA_{Tahiti}}$ é a pressão atmosférica mensal média no Tahiti (1951-1980); $PA_{Tahiti\ Pad}$ é a pressão atmosférica mensal no Tahiti padronizada; PA_{Darwin} é a pressão atmosférica mensal em Darwin; $\overline{PA_{Darwin}}$ é a pressão atmosférica mensal média em Darwin (1951-1980); $PA_{Darwin\ Pad}$ é a pressão atmosférica mensal em Darwin padronizada; e N é o número de meses

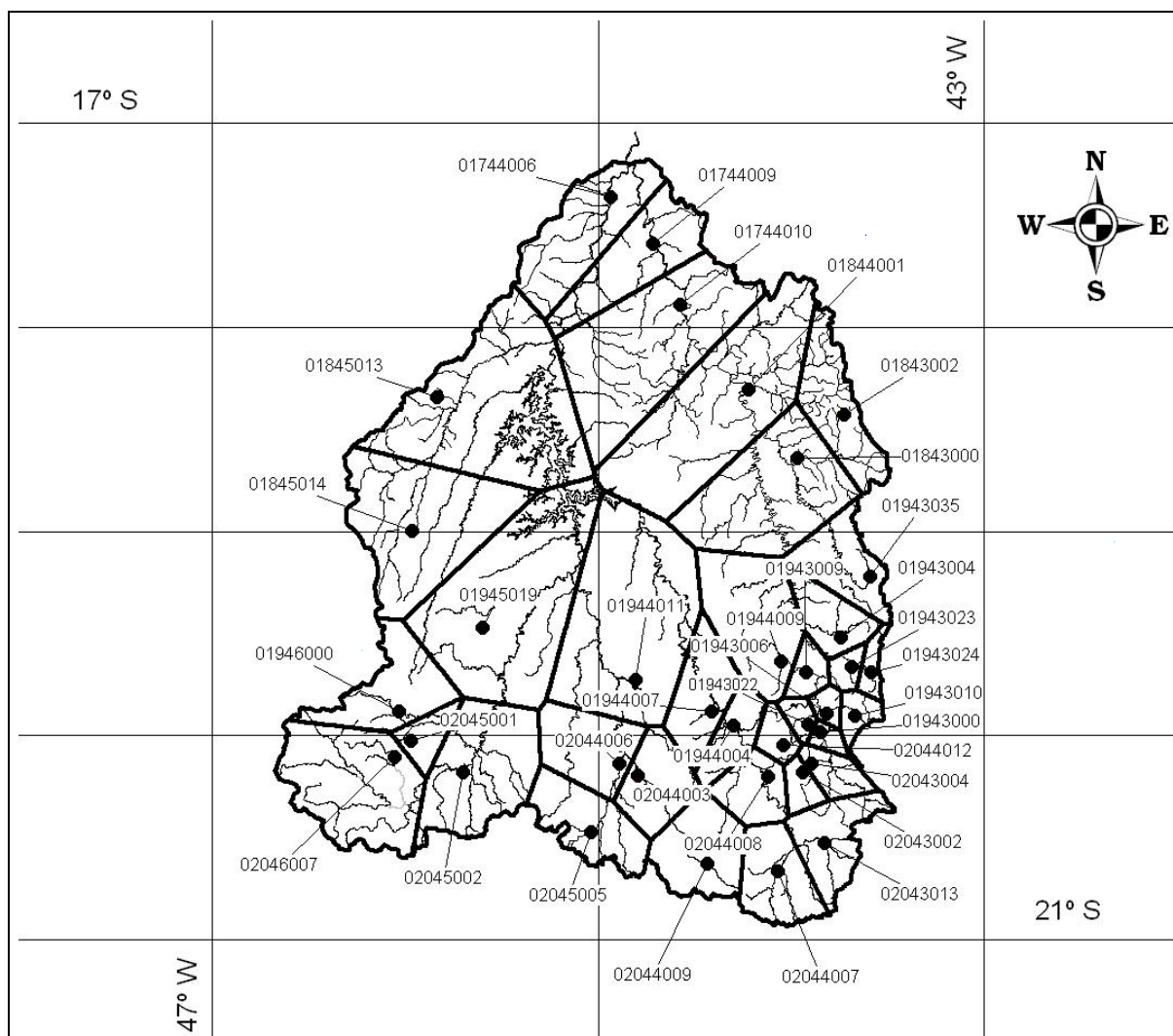


Figura 5 – Polígonos de Thiessen

b) Temperaturas da Superfície do Mar

Os dados de temperatura da superfície do mar e respectivas anomalias, foram obtidos em dois sites distintos. No *Climate Prediction Center do National Weather Service* dos Estados Unidos da América (http://www.cpc.ncep.noaa.gov/products/monitoring_and_data/oadata.html), foram selecionados os dados mensais das regiões Niño 1+2; Niño 3; Niño 4; Niño 3.4; Atlântico (ATL) e Tropical (TROP) delimitadas na Figura 8. O período base utilizado pelo CPC para o cálculo das anomalias nas regiões Niño foi de 1971 a 2000.

No site do *International Research Institute for Climate Prediction – IRI* (<http://iridl.ldeo.columbia.edu/SOURCES/.NOAA/.NCDC/.ERSST/.version2/.SST/>), foram obtidos os dados da temperatura da superfície do mar das seguintes regiões: Pacífico Sul (PS); Atlântico Sul (ATL-SUL); Atlântico Oeste (ATL-O); Zona de Convergência Intertropical (ZCIT) e Índico Sul (IS) ilustradas na Figura 8. Os dados de temperatura da superfície do mar disponibilizados no site do IRI, e adotados neste trabalho, são da segunda versão da base de dados do NOAA NCDC ERSST (*National Oceanic and Atmospheric Administration - National Climate Data Center - Extended Reconstruction Sea Surface Temperature, Version 2*). Detalhes sobre a construção das séries de temperatura da superfície do mar podem ser encontrados em Smith e Reynolds (2004). O período base para o cálculo das anomalias é de 1971 a 2000.

A elaboração de modelos de previsão consensual para precipitação do semestre chuvoso do Alto São Francisco e das vazões trimestrais (Outubro-Novembro-Dezembro e Janeiro-Fevereiro-Março) das estações fluviométricas citadas anteriormente iniciou-se com a montagem das séries de dados associados às categorias abaixo do normal, normal e acima do normal que foram estabelecidas a partir dos seguintes limites: Acima do normal (Percentil 71-100 da série completa), Normal (Percentil 31-70 da série completa) e Abaixo do normal (Percentil 0-30 da série completa).

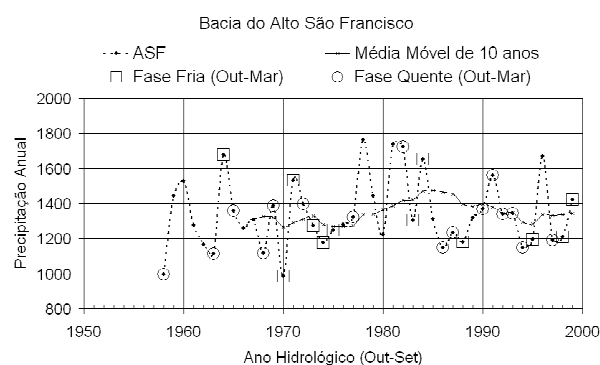


Figura 6 – Precipitação Anual sobre a bacia do Alto São Francisco

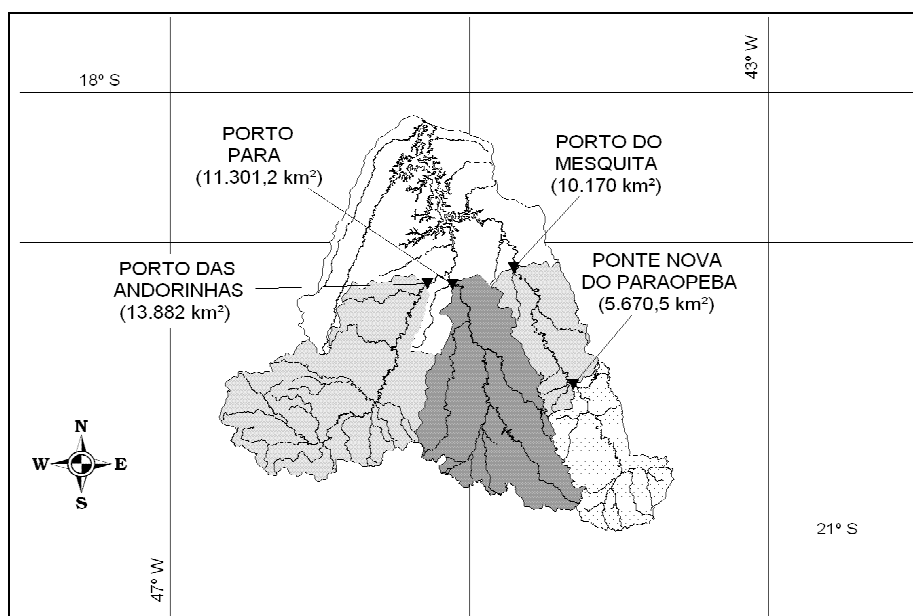


Figura 7 – Estações fluviométricas

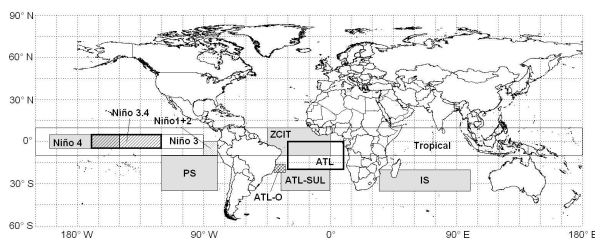


Figura 8 – Regiões sobre os oceanos

Para avaliar o grau de relacionamento dessas séries e os indicadores climatológicos levantados, defasados de 1 trimestre, foram analisadas as correlações simples e os diagramas de dispersão entre os indicadores climáticos e as variáveis precipitações semestrais e vazões trimestrais, tanto para as séries completas como para as associadas às três categorias. Utilizou-se como medida de associação o coeficiente de correlação linear de Pearson, definido como:

$$r = \frac{\text{cov}(x, y)}{s_x s_y} \quad (11)$$

em que, r é coeficiente de correlação linear ($-1 \leq r \leq 1$), $\text{cov}(x, y)$ é a covariância, e s_x e s_y são os desvios-padrão das amostras.

Além do coeficiente de correlação, também foi utilizado o critério de informação mútua (Fraser e Swinney, 1986 *apud* Sharma, 2000). Esse critério é uma medida da dependência entre duas variáveis. A função de informação mútua entre as variáveis X e Y é definida como:

$$MI = \iint f_{X,Y}(x, y) \log_e \left[\frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_X(x)f_Y(y)} \right] dx dy \quad (12)$$

onde $f_X(x)$ e $f_Y(y)$ são, respectivamente, as funções densidade de probabilidade marginais de X e Y , e $f_{X,Y}(x, y)$ é a função densidade de probabilidade conjunta de X e Y . Um valor nulo de MI implica na independência estatística entre X e Y , enquanto um valor de MI significativamente diferente de zero indica uma forte dependência entre as duas variáveis.

Para qualquer amostra bivariada, a medida MI pode ser estimada por meio da seguinte equação:

$$MI = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log_e \left[\frac{f_{X,Y}(x_i, y_i)}{f_X(x_i)f_Y(y_i)} \right] \quad (13)$$

na qual x_i e y_i formam o $i^{\text{ésimo}}$ par de dados da amostra bivariada de tamanho n ; e $f_X(x_i)$, $f_Y(y_i)$ e $f_{X,Y}(x_i, y_i)$ são, respectivamente, as densidades de probabilidade univariada e bivariada, estimadas a partir dos dados amostrais.

O problema no cálculo de MI está na estimativa das densidades de probabilidades conjuntas e marginais. Nas primeiras aplicações da função MI foram utilizados histogramas como meio de estimar as densidades de probabilidade conjunta e marginal. Um estimador de densidade de probabilidade mais estável, eficiente e robusto é baseado no estimador *kernel* da função de densidade (Silverman, 1986). O estimador de densidade univariada adotado neste estudo é dado pelas equações 3 e 5. No caso bivariado, o estimador *kernel* Gaussiano é definido como:

$$\hat{f}_{X,Y}(x, y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{2\pi [\det(h_2^2 S)]^{1/2}} \cdot \exp \left[-\frac{\begin{bmatrix} x - x_i \\ y - y_i \end{bmatrix}^T [h_2^2 S]^{-1} \begin{bmatrix} x - x_i \\ y - y_i \end{bmatrix}}{2} \right] \quad (14)$$

em que $\hat{f}_{X,Y}(x, y)$ é a densidade *kernel* bivariada, estimada para as variáveis X e Y ; y_i e x_i formam o $i^{\text{ésimo}}$ par de dados da amostra bivariada de tamanho n ; $\det()$ representa o operador determinante; $h_2^2 S$ é a largura da faixa (*bandwidth*) bivariada; e S é a matriz de covariância amostral das variáveis X e Y , dada por:

$$S = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{xx} & \hat{\sigma}_{xy} \\ \hat{\sigma}_{xy} & \hat{\sigma}_{yy} \end{bmatrix} \quad (15)$$

O fator de largura de faixa bivariado, h_2 , pode ser deduzido da equação 4, sendo expresso por:

$$h_2 = 1,0 \cdot n^{(-1/6)} \quad (16)$$

Após essas análises, foram elaborados os modelos probabilísticos da equação 1, de acordo com a metodologia descrita, para cada um dos preditores levantados e calculado o índice de *Half-Brier*. Além disso, foi aplicado o teste do Qui-Quadrado com um nível de significância de 10%, para verificar se a previsão obtida com os modelos probabilísticos são significativamente diferentes das previsões reali-

zadas a partir apenas da climatologia, ou seja, as probabilidades previstas são de 30% para as categorias acima e abaixo do normal e de 40% para a normal. A estatística do teste é :

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^3 \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \quad (16)$$

onde O_i é o número de ocorrências na classe i ; E_i é o número de ocorrências esperadas na classe i ; e GL representa o número de graus de liberdade, dado por (NIC-1), onde NIC denota o número de intervalos de classe.

Neste trabalho, foram utilizadas 13 variáveis preditoras, defasadas de um trimestre, quais sejam: a média trimestral da variável a ser prevista; a média trimestral do SOI; e a média trimestral das anomalias de temperatura da superfície do mar nas regiões NINO1+2, NINO3, NINO3.4, NINO4, ATL, ATL SUL, ATL O, TROP, OS, IS e ZCIT. Para ilustrar os resultados dos modelos probabilísticos, a Tabela 1 mostra os resultados para as vazões do trimestre OND da estação de Porto Andorinhas, código 40100000. Nessa tabela, também é possível verificar os coeficientes de correlação, o critério de informação mútua, os valores dos índices de *Half-Brier* e o número de anos que a previsão com o modelo probabilístico foi significativamente diferente das previsões realizadas a partir da climatologia (NPSDC).

Os modelos probabilísticos das 13 variáveis preditoras mencionadas anteriormente foram combinados para verificar qual a combinação linear ótima (CLO) de dois ou três modelos de previsão probabilística geraria a melhor previsão consensual. Os modelos de previsão consensual com pesos a , b e c , os quais variam de 0 a 1, apresentam a seguinte forma:

$$Pr_{CLO} = a.Pr_1 + b.Pr_2 \text{ ou } Pr_{CLO} = a.Pr_1 + b.Pr_2 + c.Pr_3 \quad (17)$$

Na definição da combinação linear ótima (CLO) para cada conjunto de modelos probabilísticos, os pesos da equação 17 sofreram uma variação incremental de 0,01, sendo que a soma dos mesmos deve ser igual a 1. Além disso, para cada grupo de pesos, que permite o relacionamento dos modelos probabilísticos na forma da equação 17, foi calculado o índice de *Half-Brier*, conforme descrito na metodologia. O conjunto de modelos probabilísticos cuja combinação de pesos produziu o menor índice de *Half-Brier*, foi adotado no cálculo da previsão consensual. O conjunto de modelos com as melhores previsões consensuais obtidas para as precipita-

ções semestrais do alto rio São Francisco e as vazões trimestrais das quatro estações fluviométricas citadas anteriormente estão na Tabela 2. A Tabela 3 apresenta alguns resultados do modelo de previsão consensual adotado para a precipitação semestral da bacia do alto São Francisco.

DISCUSSÃO

Os valores do índice de *Half Brier* obtidos com todos os modelos de previsão consensual foram inferiores aos alcançados com as previsões baseadas somente na climatologia. Além disso, o percentual de número de anos que apresentou previsões significativamente diferentes das obtidas a partir da climatologia variou de 6% a 30%, indicando certa eficiência desses modelos.

Na previsão consensual das precipitações semestrais sobre o Alto São Francisco foram selecionadas as anomalias de temperatura do mar nas regiões Niño1+2, Niño3.4 e ZCIT, sendo que as anomalias da região ZCIT apresentaram maior peso. Analisando os coeficientes de correlação entre esses indicadores e as séries de precipitação, organizadas por categoria, observa-se que, na faixa normal, não apresentam associação linear. Na categoria abaixo do normal, as correlações são positivas e variam de 0,15 a 0,47. Nas outras regiões adotadas como referência para anomalias de temperatura da superfície do mar, as correlações também são positivas. Na categoria acima do normal, vale mencionar as correlações com as anomalias de temperaturas nas regiões Niño1+2 e Niño3.4, que são negativas e com valores entre -0,39 e -0,41. Nas outras regiões Niño, esse comportamento foi semelhante. De uma forma geral, e apesar dos baixos valores do coeficiente de correlação, pode-se afirmar que as precipitações da categoria abaixo normal se correlacionam positivamente com as anomalias de temperatura da superfície do mar nas regiões estudadas, enquanto que as precipitações da categoria acima do normal se correlacionam negativamente com as anomalias das regiões Niño.

Os preditores dos modelos de previsão consensual de vazões trimestrais de OND apresentaram uma predominância das anomalias de temperatura da superfície do mar (SST) dos oceanos Pacífico e Índico. Considerando somente valores que extrapolam a faixa de $\pm 0,10$, as correlações entre as vazões trimestrais e as anomalias da região Índico Sul (AN-IS), defasadas de um trimestre, foram positivas em todas as estações. Na maioria dos casos, os indicado-

Tabela 1 – Modelos de vazões trimestrais (OND) de Porto Andorinhas (1951 a 1999, 49 anos)

Coeficiente de Correlação								
Preditores	Período Preditor	Completo	Abaixo do Normal	Normal	Acima do Normal	MI	Haf Brier Score	NPSDC
Q JAS(m³/s)	JAS	0,4711	0,7171	0,4399	0,6311	0,1704	0,6108	8
SOI	JAS	-0,0274	0,0183	-0,0257	0,1262	0,0676	0,6080	8
AN-NINO1+2	JAS	0,3442	-0,1412	-0,0453	0,2357	0,1433	0,5888	16
AN-NINO3	JAS	0,2258	-0,1636	0,1309	-0,0225	0,1133	0,6051	5
AN-NINO3.4	JAS	0,1095	-0,1050	0,1769	-0,2392	0,1109	0,5968	13
AN-NINO4	JAS	0,0275	0,0048	0,1718	-0,2057	0,0713	0,6030	21
AN-ATL	JAS	-0,1661	-0,0024	0,1782	-0,0288	0,1112	0,6096	19
AN-TROP	JAS	0,1486	-0,0669	0,1507	0,1534	0,0755	0,6381	6
AN-ATL SUL	JAS	0,1078	0,4393	0,4011	0,1485	0,0828	0,6092	6
AN-PS	JAS	0,2682	0,4740	0,3145	0,3308	0,1016	0,6350	7
AN-IS	JAS	0,0988	0,3495	0,1894	0,2192	0,0786	0,6342	1
AN-ZCIT	JAS	-0,1679	-0,0194	0,1533	0,0660	0,1186	0,5917	15
AN-ATL-O	JAS	0,1461	0,3426	0,3159	-0,1236	0,1135	0,6128	7

Tabela 2 – Modelos de previsão consensual

Pesos											
Variável Prevista	Período do Preditor	Período de Dados	Preditor 1	Preditor 2	Preditor 3	a	b	c	HBS Mínimo	HBS Climatologia	NPSDC
Precipitação de Outubro a Março do Alto São Francisco											
P – ASF	JAS	1959-1999	AN-NINO1+2	AN-NINO3.4	AN-ZCIT	0,13	0,41	0,46	0,5844	0,7034	5
40100000 – Porto Andorinhas											
Q (OND)	JAS	1951-1999	AN-NINO4	AN-NINO1+2	AN-ZCIT	0,21	0,44	0,35	0,5698	0,6971	8
Q (JFM)	OND	1952-1999	AN-IS	NA-ATL	SOI	0,04	0,38	0,58	0,5677	0,6963	7
40450001 – Porto Pará											
Q (OND)	JAS	1951-1994	AN-NINO1+2	AN-IS	AN-PS	0,20	0,67	0,13	0,5669	0,7355	13
Q (JFM)	OND	1952-1994	AN-IS	NA-ATL	SOI	0,34	0,21	0,45	0,5675	0,7353	8
40800001 – Ponte Nova do Paraopeba											
Q (OND)	JAS	1951-1999	AN-IS	AN-PS	QJAS(m³/s)	0,48	0,21	0,31	0,5817	0,6624	6
Q (JFM)	OND	1952-1999	AN-IS	SOI		0,45	0,55		0,5677	0,6963	14
40865000 – Porto Mesquita											
Q (OND)	JAS	1951-1999	AN-NINO3.4	AN-IS	QJAS(m³/s)	0,60	0,16	0,24	0,6011	0,6971	3
Q (JFM)	OND	1952-1999	AN-IS	SOI		0,45	0,55		0,5677	0,6963	14

NPSDC: é o número de previsões significativamente diferente das previsões realizadas a partir da climatologia

res do Pacífico também apresentaram correlações positivas. Assim, de uma forma geral, observa-se que as anomalias positivas de SST das regiões selecionadas como preditoras em Julho-Agosto-Setembro (JAS) estão associadas a um aumento das vazões de OND, ocorrendo o oposto com a observação de anomalias negativas de SST em JAS.

Nos modelos de previsão consensual de vazões trimestrais de JFM prevaleceram, como preditores, as anomalias de SST da região Índico Sul (AN-IS) e o Índice de Oscilação Sul (SOI), representando o oceano Pacífico, e que apresentou o maior peso em todos os modelos. Prevaleceram entre essas variáveis, defasadas de um trimestre, e as vazões de

JFM, correlações negativas, quando se considera os valores que extrapolam o intervalo de $\pm 0,10$. Assim, as anomalias positivas de AN-IS e os valores positivos de SOI, indicador de La Niña, apontam, de forma não determinística, para vazões menores em JFM, ocorrendo o comportamento oposto para valores negativos das anomalias de AN-IS e do SOI.

Tabela 3 – Previsões consensuais de precipitação

Ano	P (mm)	Cat. Ob.	Previsão por Categoria			
			ABN	NOR	ACN	
1964	1499	ACN	0,16	0,41	0,42	PSDC
1965	1239	ACN	0,22	0,31	0,46	
1966	1196	NOR	0,34	0,41	0,25	
1967	1149	NOR	0,13	0,55	0,33	PSDC
1968	1001	ABN	0,34	0,42	0,24	
1969	1206	NOR	0,33	0,39	0,28	
1970	766	ABN	0,36	0,31	0,34	
1971	1308	ACN	0,31	0,35	0,34	
1972	1303	ACN	0,39	0,23	0,38	PSDC

PSDC: Previsão significativamente diferente da previsão realizada a partir da climatologia. ABN: Abaixo do normal. NOR: Normal. ACN: Acima do normal

As anomalias positivas de SST do Índico Sul devem favorecer a intensificação da ação do anticiclone subtropical do Pacífico Sul, uma vez que os movimentos ascendentes no Índico podem gerar subsidência compensatória no leste do Pacífico subtropical sul. Esse padrão se assemelha ao da intensificação da célula de Walker na região equatorial, que é uma das características da fase fria da Oscilação Sul (La Niña). Como os preditores estão defasados de um trimestre, eles são indicadores das fases da OS no trimestre subsequente. No caso das anomalias de AN-IS serem positivas em JAS, há uma tendência da fase fria se estender para OND, indicando vazões normais ou superiores nesse trimestre, o que é representado pelas correlações positivas. Se as anomalias de AN-IS permanecerem positivas em OND, provavelmente a fase fria persistirá em JFM, indicando vazões menores nesse trimestre, como mostram as correlações negativas. O Índice de Oscilação Sul de OND apresentou predominância de correlações negativas com as vazões de JFM, refletindo, como no caso das anomalias AN-IS, os efeitos da ocorrência da fase fria em JFM. Portanto, valores

positivos do SOI (La Niña) em OND, indicam vazões menores com a persistência da fase fria da OS.

CONCLUSÕES

Neste trabalho foram apresentados os resultados da utilização de indicadores climáticos na previsão probabilística de precipitações semestrais (Out-Mar) e vazões trimestrais (OND e JFM) na Bacia do Alto São Francisco. O modelo, aqui descrito, produz previsões consensuais, ou seja, indica com que probabilidades as precipitações e as vazões sazonais estarão compreendidas nos limites das categorias definidas como normal, abaixo do normal e acima do normal.

Na previsão consensual das precipitações semestrais sobre o Alto São Francisco foram selecionadas as anomalias de temperatura do mar nas regiões Niño1+2, Niño3.4 e ZCIT, sendo que as anomalias da região ZCIT apresentaram maior peso.

As anomalias de temperatura da superfície do mar (SST) dos oceanos Pacífico e Índico apresentaram-se predominantes como preditores dos modelos de previsão consensual das vazões trimestrais de OND.

Por outro lado, nos modelos de previsão consensual das vazões trimestrais de JFM preponderaram, como preditores, as anomalias de SST da região Índico Sul (AN-IS) e o Índice de Oscilação Sul (SOI), representando o oceano Pacífico, com o maior peso em todos os modelos.

Os modelos de previsão consensual, tanto de precipitações semestrais quanto de vazões trimestrais, trouxeram ganhos em relação às previsões realizadas a partir unicamente da climatologia, conforme demonstrado pelos índices de *Half Brier*, além de indicarem certa eficiência, quando se considera o número de anos significativamente diferentes da climatologia.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo financiamento desta pesquisa através do Fundo Setorial de Recursos Hídricos, processo 521261/01-5. Os autores são gratos também aos revisores anônimos pelas diversas sugestões que proporcionaram maior clareza a este artigo.

REFERÊNCIAS

- ASSIS, W. L. (2001) *Análise do campo térmico e higrício em Belo Horizonte*. Dissertação de Mestrado. Belo Horizonte: UFMG/IGC, 150p..
- CARDOSO, A. O.; SILVA DIAS, P. L. (2000) *A Influência da temperatura da superfície do mar no clima de inverno na cidade de São Paulo*. Anais do XI Congresso Brasileiro de Meteorologia. SBMET.
- CARDOSO, A. O.; SILVA DIAS, P. L.; CHAMORRO, L. (2004) O uso de TSM e vazão como preditores de vazão no Rio Paraná. In: *XI Congresso Brasileiro de Meteorologia*. SBMET, ago-set.
- CASEY, T. (1995) Optimal linear combination of seasonal forecasts, In: *Aust. Meteorol. Mag.*, 44, 219—224.
- GALVÍNCIO, J. D.; SOUZA, F. A. S. (2002) Relação entre o fenômeno El Niño e os totais mensais precipitados na bacia hidrográfica do rio São Francisco. In: *RBRH - Revista Brasileira de Recursos Hídricos*, vol. 7, n.4 out/dez.
- GRIMM, A. M.; CAVALCANTI, I. F. A.; CASTRO, C. A. C.; PSCHIEDT, I. (2001a) Contribuição de anomalias de temperatura da superfície do mar à ocorrência de anomalias de precipitação no Brasil em novembro de eventos El Niño e La Niña. In: *Proceedings of the 4th Inter-American Dialogue on Water Management*, (em CD, nº 193), Foz do Iguaçu, PR, Brazil. Sept. 2001.
- GRIMM, A. M.; SAHAI, A. K.; FERRAZ, T.; SOARES, A. P. (2001b) Rainfall forecast in a region of the São Francisco basin using neural network. In: *Proceedings of the 4th Inter-American Dialogue on Water Management*, (trabalho nº 206 no CD), Foz do Iguaçu, setembro de 2001, The Organization of American States, Brazilian Ministry of Environment and Inter-American Water Resources Network.
- GRIMM, A. M.; LEITE, A. E.; SAHAI, A. K. (2004) Previsão de Precipitação Sazonal para a Bacia do Rio Paranaíba Utilizando um Modelo Linear. In: *XI Congresso Brasileiro de Meteorologia*. SBMET, ago-set.
- GUETTER, A. K. (2003) Influência do El Niño sobre as escalas espaciais de homogeneidade hidrológica na bacia do rio Paraná. In: *XVI Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos*, Curitiba, Paraná. Anais do XVI Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos.
- LÚCIO, P. S.; TOSCANO, E. M. M.; ABREU, M. L. (1998) *Técnicas de análises multivariadas aplicadas a séries temporais. Estudo de caso: Climatologia de Belo Horizonte*. Relatório técnico RTA-01/98. ICEX, UFMG.
- MOREIRA, J. L. B. (2002) *Estudo da distribuição espacial das chuvas em Belo Horizonte e em seu entorno*. Dissertação de Mestrado. Belo Horizonte: UFMG/IGC.
- PIECHOTA, T. C.; CHIEW, F. H. S.; DRACUP, J. A.; MCMAHON, T. A. (1998) Seasonal streamflow forecasting in eastern Australia and the El Niño-Southern Oscillation. In: *Water Resources Research*. Vol. 34, Nº 11, pag. 3035-3044, Nov..
- PIECHOTA, T. C.; DRACUP, J. A. (1999) Long-Range Streamflow Forecasting Using El Niño-Southern Oscillation Indicators. In: *Journal of Hydrologic Engineering*. Vol. 4, Nº 2, pag. 144-151, Abr..
- PIECHOTA, T. C.; CHIEW, F. H. S.; DRACUP, J. A.; MCMAHON, T. A. (2001) Development of Exceedance Probability Streamflow Forecast. In: *Journal of Hydrologic Engineering*. Vol. 6, Nº 1, pag. 20-28, Jan/Feb.
- PINTO, E. J. A. (2005) *Estudo de indicadores climáticos para a previsão de longo termo de vazões na bacia do alto São Francisco*. Tese de Doutorado. Escola de Engenharia da UFMG. Belo Horizonte, 2005
- ROBINSON, J. P.; HENDERSON-SELLERS, A. (1999) *Contemporary Climatology*. Longman, 2ed..
- ROPELEWSKI, C. F.; HALPERT, M. S. (1989) Precipitation patterns associated with the high index phase of the Southern Oscillation. In: *Journal of Climate*. Vol. 2, pag. 268—284. mar..
- ROPELEWSKI, C. F.; HALPERT, M. S. (1996) Quantifying Southern Oscillation — Precipitation Relationships. In: *Journal of Climate*. Vol. 9, 1043—1059, may.
- SHARMA, A. (2000) Seasonal to interannual rainfall probabilistic forecasts for improved water supply management: Part 1 — a strategy for system predictor identification. In: *Journal of Hydrology*, 239, p. 234—241.
- SHARMA, A. (2000a) Seasonal to interannual rainfall probabilistic forecasts for improved water supply management: Part 3 — a nonparametric probabilistic forecast model. In: *Journal of Hydrology*, 239, p. 249-258.
- SILVERMAN, B. W. (1986) *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman and Hall, New York .
- SIMPSON, H. J. ; CANE, M.A.; HERCZEG, A. L.; ZEBIAK, S. E. (1993) Annual river discharge in southeastern Australia related to El Niño-southern oscillation forecasts of sea surface temperatures. In: *Water Resources Research* 29(11), 3671-3680.
- SMITH, T. M.; REYNOLDS, R. W. (2004) Improved extended reconstrunc of SST (1857-1997). In: *Journal of Climate* vol. 17, 2466-2477, jun.

The Use of Climate Indexes to Perform Probabilistic Forecasts of Seasonal Precipitation And Streamflow In The Upper São Francisco River Basin

ABSTRACT

This paper describes the experience of using climate indexes, such as sea surface temperature (SST), as observed in different oceanic regions, and the Southern Oscillation Index (SOI), to formulate seasonal precipitation and 3-month (OND and JFM) streamflow long-range probabilistic forecasting models for the upper São Francisco river basin, located in the tropical climatic zone of southeastern Brazil. These models estimate the probability of seasonal precipitation and streamflow to occur in three categories: normal, below normal and above normal. The forecasting model structure is based on an optimal linear combination of forecasts, as derived from persistence and climate indexes (SOI and SST). Considering the results of the Half-Brier score, the main predictor variables are the anomalies of SST in the Niño1+2, Niño3.4 and ITCZ regions, when seasonal precipitation forecasts are needed, whereas the anomalies of SST at Pacific and Indian Oceans regions and Southern Oscillation Index (SOI) are important, when seasonal streamflow forecasts are of concern.

Key-words: hydrologic forecasting, probabilistic forecasting, climatic anomalies.