

# Dados de sensoriamento remoto e estatística bayesiana aplicados na estimativa de captura do bonito-listrado na costa sudeste brasileira

Fabício Sanguinetti Cruz de Oliveira <sup>1</sup>  
Douglas Francisco Marcolino Gherardi <sup>2</sup>  
José Luiz Stech <sup>2</sup>

<sup>1</sup>Instituto Oceanográfico da Universidade de São Paulo - IO/USP  
Praça do Oceanográfico, 191 - 05508-900 - São Paulo - SP, Brasil  
fabricio@io.usp.br

<sup>2</sup>Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais - INPE  
Caixa Postal 515 - 12245-970 - São José dos Campos - SP, Brasil  
{douglas, stech}@dsr.inpe.br

**Abstract.** This study tested a bayesian model based on a conjugate gamma/Poisson pair associated to geophysical variables derived from remote sensing (sea surface temperature in form of gradients, chlorophyll-a concentration, zonal and meridional wind speed, and Ekman pumping) to produce weekly catch estimates of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) in the South Brazil Bight. This has been achieved by confronting the catch, expressed as catch per unit effort (CPUE), from 1996 to 2002 with model estimates, and regressing the results on the remote sensing data. The catch data has been divided in two series, called historical series (1996-2001), and model validation year (2002). The model successfully reproduced the historical data ( $R^2=0.82$ ,  $p=0.0$ ) and generated updated weekly estimates that explained up to 64% of weekly catch from 2002 (minimum  $R^2=0.50$ ,  $p=0.0$ ). Sea surface temperature was present in all the adjusted models of regression, therefore, it use together the bayesian updated estimates can be considered a promising proxy for skipjack tuna catches in the SBB.

**Palavras-Chaves:** remote sensing, bayesian statistic, skipjack tuna, sensoriamento remoto, estatística bayesiana, bonito-listrado.

## 1. Introdução

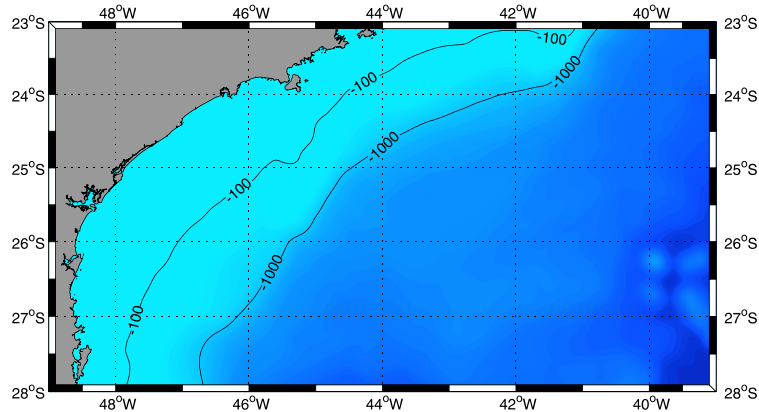
As posições relativas das áreas de pesca do bonito-listrado (*Katsuwonus pelamis*) mostram uma marcada flutuação para norte e para sul, durante o inverno e o verão austral, respectivamente, e está relacionado à variação sazonal da temperatura da superfície do mar (TSM). Os possíveis mecanismos forçantes incluem mudanças sazonais na posição da corrente de Brasil (CB), a presença de frentes oceânicas do outono à primavera, a elevação da termoclina durante o verão, e a topografia da plataforma (Andrade, 2003). Embora forte gradientes laterais tenham sido observados na região usando dados hidrográficos e de sensoriamento remoto (Souza e Robinson, 2004), uma nítida relação entre captura por a unidade do esforço (CPUE) e TSM ainda é elusiva (Andrade e Garcia, 1999).

Esforços para prognosticar a ocorrência de cardumes de atuns no Atlântico Sudoeste, utilizando dados de TSM tem, até aqui, gerado resultados confusos. Apesar das fracas correlações relatadas entre TSM e CPUE do bonito-listrado (Andrade e Garcia, 1999) o caráter sazonal da distribuição espacial das áreas de pesca indica que as mudanças ambientais podem exercer algum controle no sucesso de encontrar cardumes vulneráveis (Sunyé e Servain, 1998). Parte da estocasticidade pode estar relacionada a algum sinal que afeta os peixes condicionando-os a economia de energia, busca por proteção, aspectos sociais e foragem (Stöcker, 1999). Estas incertezas podem ser incorporadas aos modelos por meio de métodos bayesianos (McAllister e Kirkwood, 1998). Neste trabalho nós exploramos a relação de estimativas bayesianas de CPUE baseadas em um simples par conjugado gama/Poisson com gradientes de TSM, concentração de clorofila-a, campo de vento de superfície e bombeamento de Ekman. As variáveis oceânicas foram derivadas dos dados de sensoriamento remoto adquiridos por sensores que operam nos espectros do visível e das microondas.

## 2. Materiais e Métodos

### 2.1. Área de Estudo

A área de estudo encontra-se inserida na região sub-tropical do Atlântico Sul, limitada latitudinalmente pelos paralelos de 23° e 35°S, mais especificamente sobre área próxima a quebra da Plataforma Continental Sudeste (PCSE) brasileira e início do talude continental (**Figura 1**). Trata-se de uma área de grande dinâmica oceânica (ver Castro, 1996; Silveira et al., 2000), além de concentrar grandes estoques pesqueiros, portos marítimos e bacias petrolíferas.



**Figura 1.** Costa sudeste brasileira, representando a área de estudo, com a representação das isóbatas de 100 e 1000 m.

### 2.2. Dados de Captura

Os dados de pesca correspondem as capturas realizadas pela frota brasileira que atua na pesca do bonito-listrado com vara e isca-viva, entre 1996 e 2002. Os dados foram obtidos através dos diários de bordo disponibilizados pela Secretaria Especial de Aquicultura e Pesca e pelo Laboratório de Ecologia Marinha da Universidade Federal Rural de Pernambuco. As capturas foram espacializadas e transformadas em valores de captura por unidade de esforço (CPUE), que foi o índice de abundância relativa utilizado, em termos do número total dos indivíduos capturados por dia de pesca na resolução espacial de  $1^\circ \times 1^\circ$ . Em razão da similaridade entre as embarcações e o número de pescadores por embarcação, não houve normalização dos dados.

### 2.3. Dados de Sensoriamento Remoto

#### 2.3.1. Temperatura de Superfície do Mar (TSM)

Os dados de TSM utilizados foram obtidos através do sensor MODIS/Terra. Esses dados são processados e disponibilizados pelo GSFC/NASA, em escala global, projeção cilíndrica equidistante e resolução espaço-temporal de  $4,88 \text{ km} \times 4,88 \text{ km} \times 8$  dias. Na fase seguinte, foram calculados os respectivos campos gradiente zonal e meridional de TSM,  $\nabla \text{TSM}_u$  e  $\nabla \text{TSM}_v$ , respectivamente. Também foram calculados o campo resultante dos gradientes de TSM ( $\nabla \text{TSM}$ ), através de suas componentes  $\nabla \text{TSM}_u$  e  $\nabla \text{TSM}_v$  e os campos gradiente ortogonal e paralelo à costa ( $\nabla \text{TSM}_o$  e  $\nabla \text{TSM}_p$ ), através da rotação das matrizes de TSM em  $45^\circ$  e o recálculo dos gradientes. Por fim, extraiu-se os valores máximos de todos os campos gradiente.

#### 2.3.2. Concentração de Clorofila-a (CSM)

Para a CSM utilizou-se os dados do sensor SeaWiFS/SeaStar. Assim como os dados de TSM, esses também são processados e disponibilizados pelo GSFC/NASA, em escala global, projeção cilíndrica equidistante e resolução espaço-temporal de  $9 \text{ km} \times 9 \text{ km} \times 8$  dias. No caso da concentração de clorofila-a o processamento resumiu-se a extração dos valores máximos, mínimos e médios das imagens.

### 2.3.3. Vento de Superfície

As componentes  $u$  e  $v$  do vento a 10 m de altitude foram obtidos pelo sensor SeaWinds/QuikSCAT. Esses dados foram uma cortesia de W. Timothy Liu e Wenqing Tang do JPL/NASA e estavam na resolução espaço-temporal de  $0,5^\circ \times 0,5^\circ \times 1$  dia em ambas as órbitas, ascendente e descendente. Dando seguimento aos processamentos, foram calculados o módulo da velocidade do vento e o bombeamento de Ekman de superfície ( $w_{sup}$ ).

Ao final dos processamentos, ambos os dados (captura e sensoriamento remoto) foram ajustados a uma resolução espaço-temporal comum,  $1^\circ \times 1^\circ \times 8$  dias.

### 2.4. Metodologia

Em razão da escassez de dados de captura foi necessário agrupá-los em uma grande área entre os paralelos de  $23^\circ$  e  $28^\circ$ S. Um breve estudo utilizando uma grande regular de  $1^\circ \times 1^\circ$  detectou o problema com o volume e espacialização dos dados de CPUE, onde ao melhorar a resolução espacial da análise houve perda expressiva da resolução temporal. A série temporal da CPUE foi dividida em duas: o período de 1996 a 2001, denominada de base histórica (CPUE<sub>hist</sub>), e o ano de 2002 (CPUE<sub>2002</sub>), ano de validação. Os anos de 1999 e 2000 foram excluídos das futuras análises por ausência de dados. A série da CPUE<sub>hist</sub> corresponde a um valor médio ao longo das semanas, entre os anos, ponderado pelo número de quadrados de  $1^\circ \times 1^\circ$  onde foram registradas capturas. Ao final a série da CPUE<sub>hist</sub> foi suavizada utilizando-se uma janela móvel  $3 \times 1$ .

Utilizando o modelo bayesiano de probabilidade a priori sugerido por Clark (1990), foram obtidas estimativas para CPUEs futuras, utilizando a base histórica para extrair os parâmetros do modelo e o ano de 2002 para validar estas estimativas. O modelo usa como estimador da taxa de captura esperada a taxa de captura atual, que por adaptação corresponde a CPUE obtida. Serão feitas análises de regressão entre as variáveis geofísicas e a CPUE, assim como sua estimativa futura. A informação a priori relativa aos dados de captura históricos é incorporada na análise usando uma atualização bayesiana das distribuições a priori que segue um simples par conjugado de funções de densidade de probabilidade gama/Poisson, para obter a média e a variância das estimativas de CPUE a posteriori. A probabilidade que captura no período atual  $\lambda_i$  está entre  $\lambda$  e  $\lambda + d\lambda$  pode ser aproximada por uma distribuição gama:

$$f(\lambda) = \gamma(\lambda; \nu, \alpha) = \frac{\alpha^\nu}{\Gamma(\nu)} \lambda^{\nu-1} e^{-\alpha\lambda}, \quad \lambda \geq 0 \quad (1)$$

onde  $\alpha$  e  $\nu$  são ps parâmetros positivos, obtidos dos dados originais, e  $\Gamma(\nu)$  é a função gama. A probabilidade a priori para a taxa de captura no período atual pode ser escrito como  $\Pr(\lambda_i = \lambda) = \gamma(\lambda; \nu, \alpha)$ . O teorema de Bayes para ser usado para incorporar novas informações de captura ( $c_i$ ) adquirido em um tempo  $t$  para atualizar a probabilidade a priori:

$$\Pr(\lambda_i = \lambda | c_i) = \frac{\Pr(c_i | \lambda_i = \lambda) \Pr(\lambda_i = \lambda)}{\int_0^\infty \Pr(c_i | \lambda_i = \mu) \Pr(\lambda_i = \mu) d\mu} \quad (2)$$

em que a probabilidade  $\Pr(c_i | \lambda_i = \lambda)$  pode ser derivada assumindo um modelo de Poisson, onde a captura esperada no tempo  $t$  é condicional no valor de  $\lambda$ :

$$\Pr(c_i | \lambda_i = \lambda) = \frac{(\lambda t)^{c_i}}{c_i!} e^{-\lambda t} \quad (3)$$

Substituindo (1) e (3) pelas probabilidades no numerador de (2) verifica-se que a densidade a posteriori para  $\lambda_i$  é uma densidade gama

$$\Pr(\lambda_i = \lambda | c_i) = \gamma(\lambda; c_i + \nu_i, \alpha_i + t) \quad (4)$$

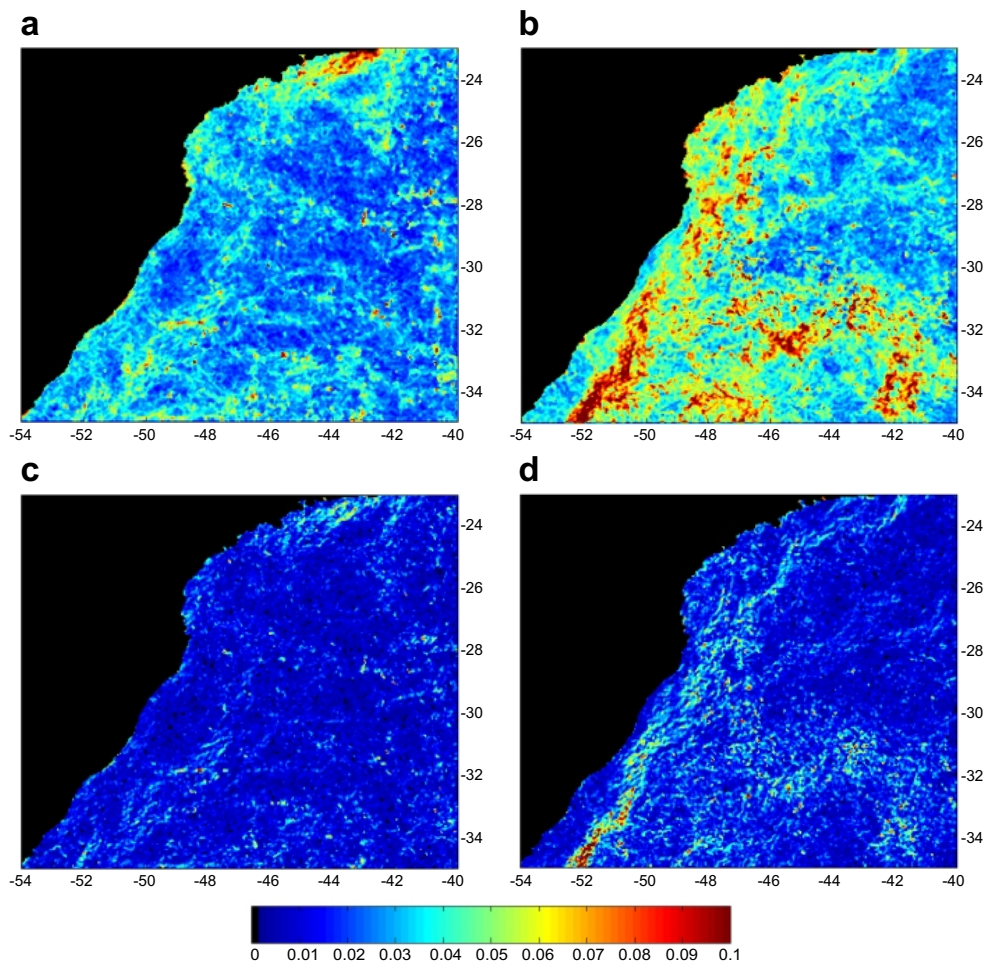
Portanto, a média e variância da estimativa a posteriori para  $\lambda_i$  é dada por:

$$\bar{\lambda}_i = \frac{\nu_i + c_i}{\alpha_i + t} \quad , \quad \bar{\sigma}_i = \frac{\nu_i + c_i}{(\alpha_i + t)^2} \quad (5)$$

### 3. Resultados e Discussão

#### 3.1. Variáveis Geofísicas de 2002

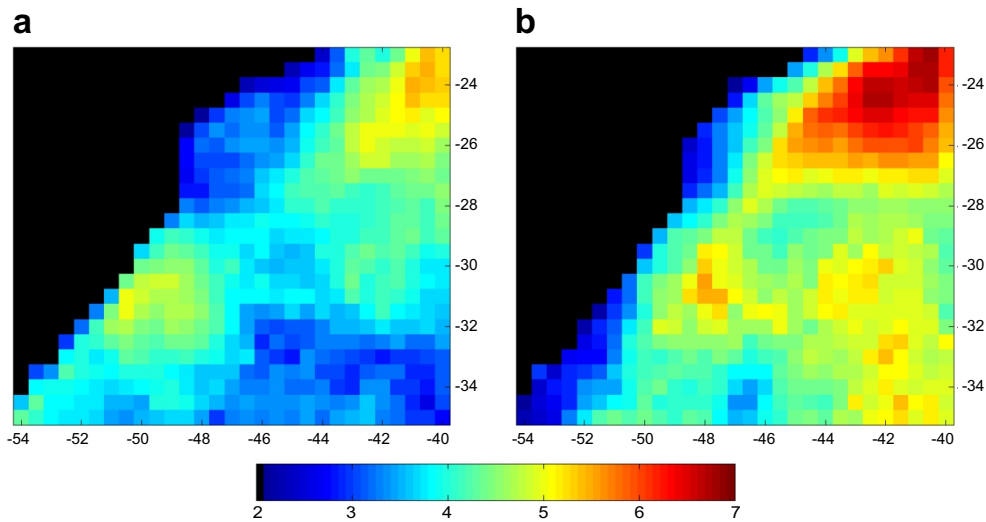
Durante o verão, observou-se uma redução do campo gradiente de TSM, com presença marcante das águas quentes da BC ao longo da costa. Apesar disso, foi detectada a ressurgência de Cabo Frio entre 23° e 24°S (**Figura 2 a,c**). No inverno ocorreram os maiores gradientes de TSM, sendo mais acentuados ao longo da quebra de plataforma (**Figura 2 b,d**). Em geral, esses gradientes foram mais fortes para os campos resultante e ortogonal, com picos durante o inverno ( $0,8^\circ\text{C.km}^{-1}$ ) corroborando Castro (1996). Um padrão notável de gradiente em torno de  $0,04^\circ\text{C.km}^{-1}$  pode ser visto durante o inverno nas proximidades da quebra de plataforma (**Figura 2 c**). Evidências mostram que os gradientes térmicos entre a CB e as águas costeiras são cerca de  $0,1^\circ\text{C km}^{-1}$ , que pode está relacionado ao limite térmico da Água Tropical ( $T > 20^\circ\text{C}$ ) (Souza e Robinson, 2004).



**Figura 2.** (a,b) Campos gradiente resultante e (c,d) ortogonal de TSM em  $^\circ\text{C.km}^{-1}$ , referentes ao verão e inverno, respectivamente.

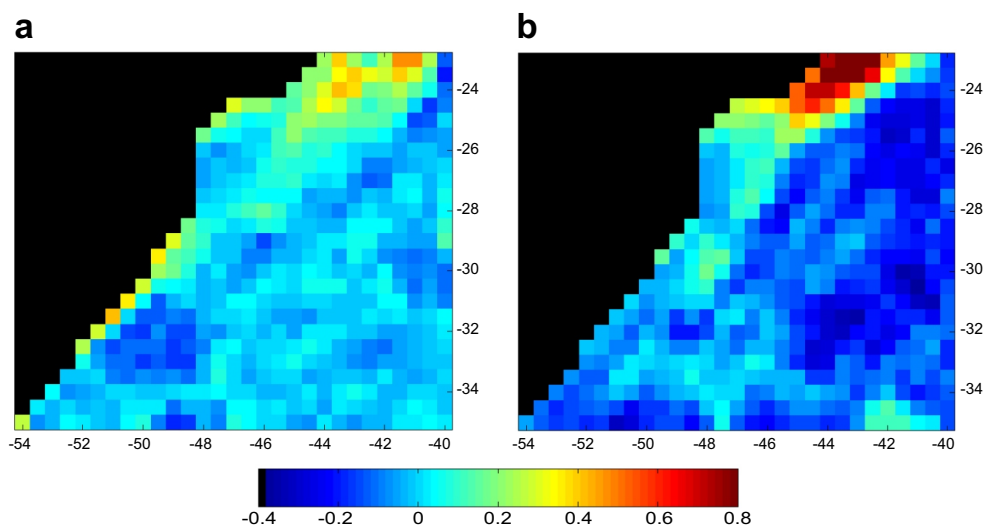
O módulo do vento de superfície médio mostrou uma elevada variabilidade com valores cada vez mais crescentes com a proximidade do inverno, 1,1 a  $6,4 \text{ m.s}^{-1}$ . Segundo Stech

e Lorenzetti (1992), entradas de frentes frias provocam uma grande variaço no campo de vento dessa regio. Durante o vero houve predominncia de ventos fracos sobre a plataforma continental, aumentando rapidamente em direço ao setor nordeste formando duas regies distintas (**Figura 3 a**). Durante o inverno os ventos mais fortes foram mais frequentes no setor nordeste, concentrando-se entre os paralelos 23 e 26S, entretando, parte deles alcançam regies mais ao sudoeste da rea de estudo formando uma barreira de ventos a *alongshore* (**Figura 3 b**). O mesmo padro de ventos foi verificado por Baptista (2003), utilizando dados do escatermetros ERS-1/2.



**Figura 3.** Campo mdio do mdulo da velocidade do vento em  $\text{m.s}^{-1}$ , referentes a: (a) vero e (b) inverno.

Do mesmo modo, o bombeamento de Ekman tpico da regio mostrou que os valores negativos encontram-se alinhados com a quebra de plataforma e os valores positivos concentrados nas vizinhanças de Cabo Frio, caracterizando a ressurgncia de Cabo Frio (**Figura 4 a**). O bombeamento de Ekman positivo  mais intenso durante o inverno (at 0,44  $\text{cm.s}^{-1}$ ) embora a maioria de valores so confinados a regio entre a plataforma continental e quebra de plataforma (**Figura 4 b**). O bombeamento de Ekman *alongshore* tendeu a valores negativos durante o inverno que contribui ao desenvolvimento de gradientes mais acentuados.

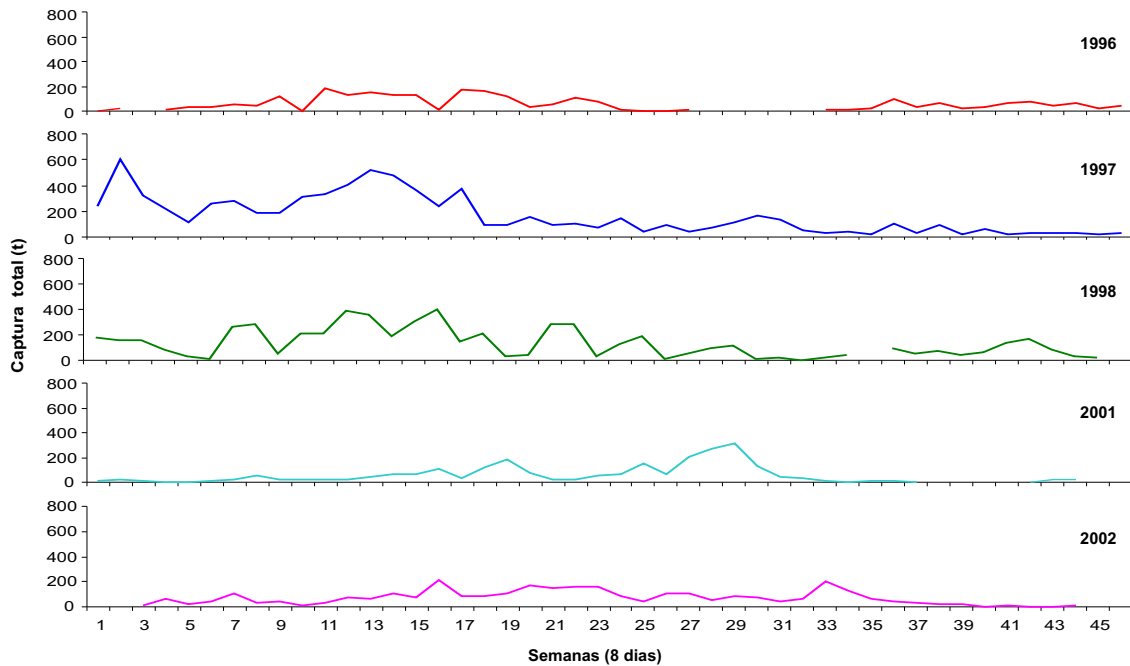


**Figura 4.** (a,b) Bombeamento de Ekman em  $\text{cm.s}^{-1}$ , referentes a: (a) vero e (b) inverno.

### 3.2. Estimativas Bayesianas

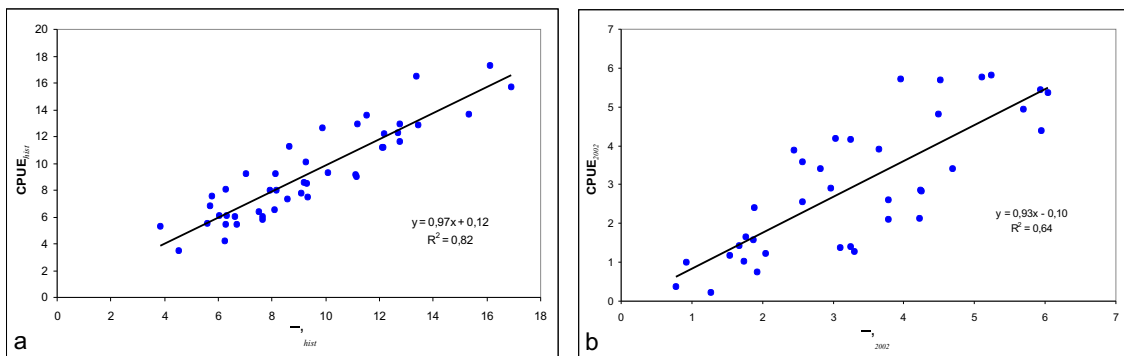
Observando as capturas totais semanais dos diferentes anos da srie temporal (**Figura 5**),  possvel sugerir uma sazonalidade na srie de dados. Desta forma, foi testado com sucesso o

ajuste da série de CPUE à distribuição gama através do teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov,  $D=0,142$  ( $D=0,192$  crítico;  $\alpha=0,05$ ;  $n=50$ ).



**Figura 5.** Captura total semanal do bonito-listrado de 1996 a 2002.

O modelo utilizado para calcular  $\bar{\lambda}'_{hist}$  (estimativas de CPUE para a base histórica) trabalhou bem quando comparado a série temporal histórica média  $CPUE_{hist}$ , com  $R^2=0,82$  ( $p=0,0$ ) (**Figura 6 a**).



**Figura 6.** Relação entre (a)  $CPUE_{hist} \times \bar{\lambda}'_{hist}$  e  $CPUE_{2002} \times \bar{\lambda}'_{2002}$ .

Parece lógico neste momento considerar o poder do modelo em estimar  $CPUE_{2002}$  usando somente a informação prévia do CPUE histórica. A regressão entre  $CPUE_{2002} \times \bar{\lambda}'_{hist}$  resultou em um  $R^2=0,40$  ( $p=0,0$ ) indicando que a informação histórica apenas, não incorporou muito da variação da  $CPUE_{2002}$  na captura semanal. Inicialmente, o  $\bar{\lambda}'_{hist}$  superestimou as capturas em 2002 durante a principal época de pesca (verão e outono), aproximando-se das capturas reais em seguida (inverno e início da primavera). Em contraste, a  $CPUE_{hist}$  foi menos eficaz em explicar a variância dentro da série temporal de  $CPUE_{2002}$  mostrando um  $R^2=0,37$  ( $p=0,0$ ). Em uma análise rápida foi detectado que os valores semanais de  $CPUE_{2002}$  são muito mais baixos do que a  $CPUE_{hist}$  média. A alternativa trabalhada para melhorar as estimativas foi incorporar a informação de  $CPUE_{2002}$  da semana anterior no cálculo de  $\bar{\lambda}'_{2002}$ , isto é, utilizar o valor da semana 1 da  $CPUE_{2002}$  na estimativa da semana 2 de  $\bar{\lambda}'_{2002}$ , e assim sucessivamente. Assim, regredindo  $CPUE_{2002} \times \bar{\lambda}'_{2002}$  incorporada a informação prévia da semana anterior resultou no  $R^2=0,64$  ( $p=0,0$ ) (**Figura 6 b**), indicando que o modelo é sensível ao refinamento introduzido

pelo procedimento de atualização.

### 3.3. Relação entre Estimativas Bayesianas e Variáveis Geofísicas

Buscou-se também identificar indicadores *proxy* de cardumes de bonito-listrado capturáveis com o uso das variáveis geofísicas. Para esse propósito, foram regredidas as séries de  $\bar{\lambda}'_{hist}$ ,  $\bar{\lambda}'_{2002}$ ,  $CPUE_{hist}$  e  $CPUE_{2002}$  contra o conjunto de variáveis independentes derivadas dos dados de sensoriamento remoto (**Tabela 1**). Andrade e Garcia (1999) relataram um  $R^2$  máximo entre a variabilidade interanual de CPUE e de TSM de 0,30. Adicionando o conhecimento prévio na forma de  $\bar{\lambda}'_{hist}$ , ajustado pelos dados de TSM,  $\nabla TSM_u$ , velocidade do vento zonal e bombeamento de Ekman o  $R^2$  foi de 0,64. A inclusão dos gradientes de TSM e do bombeamento de Ekman em nossas análises foi uma escolha natural já que cardumes de bonito-listrado são frequentemente encontrados próximos a frentes térmicas ou a zonas de ressurgência (Laurs et al., 1984; Dagorn et al., 1997; Niwa, 1998; Kirby et al., 2000). No caso da  $CPUE_{2002}$ , o melhor ajuste foi dado pela TSM e CSM com um  $R^2=0,42$ . A estimativa atual  $\bar{\lambda}'_{2002}$  utilizou como melhor conjunto de *proxies* a TSM, CSM máxima e a velocidade do vento zonal, com  $R^2=0,45$ .

**Tabela 1.** Análise de regressão múltipla entre a CPUE e suas estimativas e as variáveis geofísicas.

Variáveis dependentes	n	Intercepto	Variáveis independentes	Coefficientes	Erro padrão	valor-p	$R^2$
$CPUE_{hist}$	36	-12,657	TSM	0,985	0,184	0,00	0,61
			$\nabla TSM$	-7,536	3,593	0,04	
$\bar{\lambda}'_{hist}$	30	-	TSM	0,461	0,039	0,00	0,64
			$\nabla TSM_u$	-12,418	3,409	0,00	
			Vento <sub>u</sub>	-0,675	0,264	0,01	
			$w_{sup}$	-10,263	3,858	0,01	
$CPUE_{2002}$	30	-5,843	TSM	0,333	0,086	0,00	0,42
			$CSM_{max}$	0,998	0,324	0,00	
$\bar{\lambda}'_{2002}$	29	-	TSM	0,169	0,022	0,00	0,45
			$CSM_{max}$	0,759	0,312	0,02	
			Vento <sub>u</sub>	0,387	0,131	0,00	

Também foi realizada uma análise de regressão para investigar como a saída do modelo bayesiano,  $\bar{\lambda}'_{hist}$  e  $\bar{\lambda}'_{2002}$ , poderiam juntamente com as variáveis geofísicas obtidas por sensores remotos melhorar nossa capacidade de predição das medidas de CPUE (**Tabela 2**). A variância na média histórica  $CPUE_{hist}$  é melhor explicada com o acréscimo da TSM a regressão  $\bar{\lambda}'_{hist} \times CPUE_{hist}$  aumentando o  $R^2$  de 0,82 para 0,88. Interessantemente, quando  $\bar{\lambda}'_{2002}$  é combinada com informações de  $\nabla TSM_u$  é possível explicar 68% da variância nos dados de  $CPUE_{2002}$ , que pode ser considerado um promissor *proxy* para capturas do bonito-listrado (Figura 3).

**Tabela 2.** Análise de regressão múltipla entre a CPUE e suas estimativas combinadas com as variáveis geofísicas.

Variáveis dependentes	n	Intercepto	Variáveis independentes	Coefficientes	Erro padrão	valor-p	$R^2$
$CPUE_{hist}$	36	-8,003	$\lambda'_{hist}$	0,743	0,090	0,00	0,88
			TSM	0,422	0,142	0,00	
$CPUE_{2002}$	33	1,154	$\lambda'_{2002}$	0,680	0,103	0,00	0,68
			$\nabla TSM_u$	-2,232	1,036	0,03	

Finalmente, é importante destacar a necessidade de melhorar a maneira de como os dados da pesca do bonito listrado com vara e isca-viva são coletados. Há uma grande diferença entre a captura total máxima de 2,996t obtida pelos diários de bordo aqui e as capturas totais relatadas a ICCAT (22,500t). Os autores estão confiantes que uma melhoria na coleta dos diários de bordo aumentaria a significância estatística e a confiabilidade das relações buscadas aqui.

#### 4. Conclusões

Similaridades entre a  $CPUE_{hist}$  e  $\bar{\lambda}'_{hist}$  sugerem que as estimativas bayesianas são coerentes com a captura semanal média, o último apresenta uma ligeira superestimação do anterior durante períodos de tendência em declínio.

A atualização de  $\bar{\lambda}'_{hist}$  com dados de captura de 2002 para estimar a  $CPUE_{2002}$  da semana posterior ( $\bar{\lambda}'_{2002}$ ) demonstra potencialidade em otimizar a alocação do esforço da pesca.

O uso dos campos gradientes, em especial o  $\nabla TSM$  e  $\nabla TSM_u$  funcionaram com uma auto-medida a longo prazo do sucesso nas pescarias na região, podendo ser consideradas importantes *proxies* na captura do bonito-listrado.

Mudanças a curto prazo, semanas a meses, nas pescarias do bonito-listrado na área de estudo parecem responder mais vigorosamente às variações nas condições ambientais, visto que o desempenho das capturas a longo prazo é altamente influenciado pelo campo local de TSM.

Os resultados apresentados aqui indicam que a investigação na variabilidade e na predição de capturas intrasazonais do bonito-listrado no Atlântico Sudoeste e na variabilidade oceânica podem se beneficiar com a utilização de dados de sensoriamento multi-plataformas, e o uso dos modelos de predição capazes de dar suporte as incertezas associadas às atividades pesqueiras.

#### Referências Bibliográficas

- Andrade, H. A. The relationship between the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) and seasonal temperature variability in the south-western Atlantic. **Fisheries Oceanography**, v. 12, p 10-18, 2003.
- Andrade, H. A.; Garcia, C. A. E. Skipjack tuna fishery in relation to sea surface temperature off the southern Brazilian coast. **Fisheries Oceanography**, v. 8, p. 245-254, 1999.
- Baptista, M. C. **Uma análise do campo de vento de superfície sobre o Oceano Atlântico Tropical e Sul usando dados do escaterômetro do ERS**. 2003. 129 p. (INPE-9607-TDI/840). Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos. 2003.
- Castro, B. M.; Miranda, L. B. Physical oceanography of the Western Atlantic Continental Shelf located between 4 °N and 34 °S, coastal segment (4,W). In: Robinson, A. R.; Brink, K. H. (Eds). **The Sea**. New York: John Wiley and Sons, 1998. v. 11, p. 209-251.
- Clark, C. W. **Mathematical bioeconomics: The optimal management of renewable resources**. New York: John Wiley and Sons, 1990. 400 p.
- Dagorn, L.; Petit, M.; Stretta, J-M. Simulation of large-scale tropical tuna movements in relation with daily remote sensing data: the artificial life approach. **BioSystems**, v. 44, p. 167-180, 1997.
- Kirby, D. S.; Fiksen, Ø.; Hart, P. J. B. A dynamic optimisation model for the behaviour of tunas at ocean fronts. **Fisheries Oceanography**, v. 9, p. 328-342, 2000.
- Laurs, R.M., Fiedler, P.C.; Montgomery, D.R. Albacore tuna catch distributions relative to environmental features observed from satellites. **Deep-Sea Research**, v. 31, p. 1085- 1099, 1984.
- McAllister, M. K.; Kirkwood, G. P. Using Bayesian decision analysis to help achieve a precautionary approach for managing developing fisheries. **Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Science**, v. 55, p. 2642-2661, 1998.
- Niwa, H.-S. Migration dynamics of fish schools in heterothermal environments. **Journal of Theoretical Biology**, v. 193, p. 215-231, 1998.
- Silveira, I. C. A. da; Schmidt, A. C. K.; Campos, E. J. D.; Godoi, S. S.; Ikeda, Y. A. Corrente do Brasil ao largo da Costa leste Brasileira. **Revista Brasileira de Oceanografia**, v. 48, n. 2, p. 171-183, 2000.
- Souza, R. B.; Robinson, I. S. Lagrangian and satellite observations of the Brazilian Coastal Current. **Continental Shelf Research**, v. 24, p. 241-262, 2004.
- Stöcker, S. Models for tuna school formation. **Mathematical Biosciences**, v. 156, 167-190, 1999.
- Stech, J. L.; Lorenzetti, J. A. The response of the South Brazil Blight to the passage of wintertime cold fronts. **Journal of Geophysical Research**, v. 97, n. C6, p. 9507-9520, 1992.
- Sunyé, P. S. and Servain, J. Effects of seasonal variations in meteorology and oceanography on the Brazilian sardine fishery. **Fisheries Oceanography**, v. 7, p. 89-100, 1998.