



Distribuição espacial e temporal da guaiúba *Ocyurus chrysurus* (Bloch, 1791) (Teleostei, Lutjanidae) capturada pela frota pesqueira artesanal na região nordeste do Brasil

MARCELO F. DE NÓBREGA¹, PAUL G. KINAS¹, EDUARDO FERRANDIS²
& ROSANGELA P. LESSA³

¹Programa de Pós-graduação em Oceanografia Biológica - IO e Laboratório de Estatística Ambiental - IMEF - FURG - Cep: 96201-900 - Caixa postal: 474 - Rio Grande - Brasil - e-mail: marnobrega@hotmail.com.

²Departamento de Ciencias Del Mar y Biología Aplicada, Universidad de Alicante, España.

³Laboratório de Dinâmica de Populações Marinhas - DIMAR - Departamento de Pesca - UFRPE - Recife - Brasil.

Abstract: Spatial and temporal distribution of the yellowtail snapper *Ocyurus chrysurus* (Bloch, 1791) (Teleostei, Lutjanidae) caught by the artisanal fleet in northeastern Brazil.

Fish sampling activities were carried out between 1998 and 2000, accompanying the landings of bottom-line operations of the artisanal fleet in northeastern Brazil. In order to standardize mean abundance indexes based on catch and effort data regarding *Ocyurus chrysurus* and identify mean abundance tendencies in time and space, generalized linear models (GLMs) were used on 1556 fisheries recorded during the study period. A standard relative abundance index (CPUE) for the most frequent vessel in catches was estimated, using factors and coefficients generated in the GLMs. Mean abundance indexes indicate that the species has a greater yield in the state of Bahia, with a tendency toward lower values at lower latitudes in the study area. The highest mean CPUE values were estimated between depths of 25 and 50 m. Non-linear models applied for abundance in relation to distance from the coast demonstrate that *O. chrysurus* has a differentiated aggregation structure depending on the extension of the continental shelf throughout northeastern Brazil. There was a decline in mean abundance indexes throughout the study period, which may have been caused by the considerable fishing effort targeting this species.

Key words: Spatial Statistic; Generalized Linear Models; Northeastern fishes.

Resumo. Atividades de amostragem de peixes foram realizadas entre 1998 e 2000, sendo acompanhados os desembarques da frota pesqueira artesanal que opera com linha de fundo na região nordeste do Brasil. A fim de padronizar índices médios de abundância a partir de dados de captura e esforço do *Ocyurus chrysurus* e identificar tendências médias da abundância no tempo e espaço, Modelos Lineares Generalizados (GLM) foram utilizados em 1.556 pescarias registradas no período de estudo. Um índice de abundância relativo padrão (CPUE) para a embarcação mais freqüente nas capturas foi estabelecido, utilizando fatores e coeficientes gerados nos GLMs estabelecidos. Índices médios de abundância indicaram que a espécie apresenta os maiores rendimentos no estado da Bahia, com tendência de diminuição em direção a menores latitudes da área de estudo. Entre as profundidades de 25 e 50 m foram estimados as maiores CPUEs médias para o recurso. Modelos não lineares, aplicados para abundância em relação às distâncias da costa demonstraram que o *O. chrysurus* apresenta estrutura de agregação diferenciada, segundo a extensão da plataforma continental ao longo da região nordeste do Brasil. Houve declínio dos índices médios de abundância no período de estudo, o que pode estar sendo promovido pelo alto esforço direcionado a esse recurso.

Palavras chave: Estatística Espacial; Modelos Lineares Generalizados; Peixes do nordeste.

Introdução

Os ambientes marinhos da plataforma continental suportam a maior proporção da produção de recursos renováveis em todo o mundo. Segundo a FAO (Caddy 1997), 95% de todas as pescarias mundiais localizam-se em águas costeiras. A guaiúba *Ocyurus chrysurus* (Bloch, 1791) faz parte desse percentual, ocorre no Atlântico ocidental da Carolina do Norte até o sudeste do Brasil, incluindo Bermuda, Golfo do México e Antilhas (Allen 1985), sendo mais comum nas Bahamas, sul da Flórida e no Caribe (Fischer 1978). Indivíduos jovens habitam águas costeiras, comumente associadas a recifes. Exemplares adultos distribuem-se em águas mais profundas da plataforma continental interna e externa (Manooch & Drennon 1987).

Entre 1950 e 2006, as capturas desse recurso, a partir do sul dos estados Unidos até o sudeste do Brasil, aumentaram de 200 t para 8.153 t (FAO 2007). Entre 1978 e 2004 (SUDEPE 1978 a 1979, IBGE 1980 a 1989, IBAMA 1990 a 2004), o peso desembarcado da guaiúba no nordeste brasileiro (Piauí a Bahia) representou uma média de 25,3% do total capturado em toda sua área de ocorrência. Dentre os países que exploram esse recurso, destacam-se Cuba e México, os quais são responsáveis por 30% da produção mundial em 2001 (FAO 2001). Muller *et al.* (2003), relataram que entre 1997 e 2000 foi capturada uma média anual de 3.458 t no Caribe.

No Brasil, as estatísticas mais recentes divulgadas pelo IBAMA (2002 a 2004), estimaram capturas entre os estados do Piauí e Bahia de 2.655 t (2002), 3.640 t (2003) e 3.901 t (2004). Os estados do Ceará e Bahia contribuíram com os maiores volumes desembarcados no período, de 43,4% e 39,4%, respectivamente. Em 2004, de 15.194 t de peixes capturadas no estado do Ceará (IBAMA 2004), a guaiúba representou 10,8% (1.644 t). No mesmo ano, na Bahia, o recurso foi responsável por 4,6% (1.654 t) do total desembarcado de peixes (35.879 t).

Dados de captura e esforço (CPUE) de pescarias têm sido utilizados para estabelecer índices relativos de abundância. A habilidade para usar taxas de captura como um índice de abundância depende da utilização de um método que remova os impactos de fatores que influenciam as capturas (composição da frota, tempo e área), que não estão relacionados a variações reais da abundância (Maunder & Punt 2004). Vários métodos têm sido desenvolvidos para padronizar capturas (Gulland 1956, Beverton & Holt 1957, Robson 1966, Honna 1973). Modelos Lineares Generalizados

(McCullough & Nelder 1989) é atualmente o método mais aplicado para padronização de dados de CPUE (Helser *et al.* 2004).

Historicamente, aplicação de GLMs tem sido na padronização de índices de abundância baseados em dados comerciais de captura e esforço (Kimura 1981, Punt *et al.* 2000, Punt *et al.* 2001, Campbell 2004, Chen & Nishida 2004, Maunder & Punt 2004, Xiao 2004) ou dados de cruzeiros (Stefánsson 1996). Contudo, aplicações também têm incluído estimativas de seletividade de aparelhos de pesca (Myers & Hoenig 1997), estimativas de taxas de captura de *bycatch* (Ortiz *et al.* 2000, Ortiz & Arocha 2004) e em estudos de parâmetros biológicos, tais como crescimento (Bromley 2000) e muitos outros.

Estudo de pescarias, tradicionalmente, tem focalizado na abundância de peixes, morfologia, comportamento, crescimento e reprodução. Técnicas quantitativas de cruzeiros científicos incluem estudos de ovos e larvas, marcação e recaptura e cruzeiros de arrasto para projetar o tamanho da população (Foote 1996). Geralmente, problemas espacialmente explícitos não têm sido incorporados dentro desses estudos, exceto para associar o comportamento e a fisiologia com variações ambientais.

Recentemente, grande ênfase tem sido dada à importância do padrão espacial, sua escala e variação como um componente no processo ecológico (Petitgas 1993, Horne & Schneider 1995). A importância da heterogeneidade de recursos biológicos e físicos tem sido reconhecida como um fator crítico na manutenção de populações (Legendre & Fortin 1989).

Reconhecer e realizar predições da relação entre a dinâmica de estoques de peixes e a ocupação do habitat é fundamental para a efetiva avaliação e manejo de populações de peixes marinhos (Rubec *et al.* 2001). Tomadores de decisões de pescarias comerciais e recreativas, atualmente, reconhecem a importância do habitat para a produtividade de estoques de peixes (Rubec & McMichael 1996). Mapas precisos de habitats, associados à distribuição espacial de populações de peixes estão se tornando importantes ferramentas para manejo e proteção desses habitats, promovendo pescarias sustentáveis (Rubec *et al.* 1998b, Ault *et al.* 1999a).

A necessidade para manejar pescarias de uma perspectiva espacial é clara (Hinds 1992). Avaliação de estoques espacialmente referenciada apenas recentemente vem sendo desenvolvida. Sistema de Informação Geográfico (SIG) caracteriza-se por sistemas que organizam, analisam

e representam grafi-camente complexos e diversos dados com atributos geográficos (Nishida & Booth 2001). Existe um interesse crescente no desenvolvimento de SIG na área marinha, principalmente para visualizar conjunto de dados espaciais e prover uma plataforma de avaliação de estoques.

A tecnologia do Sistema de Informação Geográfico é essencial para o sucesso e implementação de medidas de manejo em capturas de pescarias, particularmente na inicial caracterização do ambiente, na correlação espacial de potenciais ameaças ao habitat, na evolução de impactos acumulativos e no monitoramento da qualidade e quantidade do habitat. Mapeamento do ecossistema, modelagem e a determinação de ambientes essenciais de peixes são atualmente realizados com SIG (Booth, 1998; Fisher *et al.*, 2000; Ross & Ott, 2000).

O presente estudo teve por objetivos estabelecer um índice padronizado de abundância relativo (CPUE) a partir das capturas de *O. chrysurus* realizadas por diferentes embarcações da frota pesqueira artesanal de linha de fundo na região nordeste do Brasil, recorrendo a um conjunto de covariáveis em GLMs e avaliando o impacto sobre a CPUE convencional. Os índices de abundância padronizados foram ainda modelados espacialmente e representados num SIG.

Materiais e Métodos

Os dados do presente estudo são provenientes do Programa de Avaliação do Potencial Sustentável da Zona Econômica Exclusiva Brasileira (REVIZEE) e foram coletados pela sub-área de Dinâmica de Populações do nordeste. As atividades de amostragens de peixes dos desembarques da frota artesanal motorizada e a vela do nordeste foram desenvolvidas entre fevereiro de 1998 e abril de 2000. Os pontos de coleta ao longo de toda a região nordeste foram escolhidos com base no volume de pescado desembarcado (IBAMA 1991 a 1997).

Dados sobre as pescarias foram registrados e completados com as seguintes informações coletadas dos mestres das embarcações no momento dos desembarques: nome da embarcação; tipo e categoria da embarcação (classificadas segundo IBAMA 1997); total desembarcado (Kg) e por espécie; número de pescadores; tempo efetivo de pesca; período das pescarias (noturno, diurno e ambos); localização e profundidade dos pesqueiros (áreas de pesca), tipo e quantidades dos petrechos de pesca empregados nas capturas.

Os dados analisados são provenientes da frota que operou com linha de fundo no período.

O esforço de pesca empregado nas capturas por distintas embarcações foi considerado o número de anzóis multiplicado pelo tempo efetivo de pesca (tempo de imersão dos anzóis na água em dias). As áreas de pesca (pesqueiros) foram regionalizadas (latitude e longitude) e um mapa foi estabelecido no Software ArcView GIS 3.1 (1999), apresentando espacialmente as áreas onde a frota de linha atuou nas capturas.

Modelos Lineares Generalizados ou GLMs foram formalmente introduzidos por Nelder & Wedderburn (1972). Posteriormente foram expandidos por McCullagh & Nelder (1989) e incorporados em avaliações de recursos pesqueiros (Helsler *et al.* 2004, Maunder & Punt 2004, Venables & Dichmont 2004). Duas classes de modelos GLM foram utilizados neste trabalho. A primeira foi ajustada a todos os dados (pescarias da frota de linha de fundo), considerando a variável resposta (Y) como variável dicotômica, denotando presença ou ausência de *O. chrysurus*. O modelo de distribuição de probabilidade utilizado $f(Y)$ foi o binomial e a função de ligação logística ($\delta(\mu) = \log(\mu/(1-\mu))$). O modelo proposto apresentou a seguinte estrutura em suas covariáveis:

Presença $\sim \beta +$ embarcação + período de pesca + profundidade + latitude + distância da costa + mês + embarcação*esforço.

Onde: β é o termo intercepto.

A segunda classe de modelo GLM foi ajustada exclusivamente aos dados em que houve captura da guaiúba e considera como variável resposta (Y) o peso (Kg) total da captura. Neste caso, foram utilizados os modelos de probabilidades $f(Y)$ normal e gama, e como função de ligação às funções identidade ($\delta(\mu) = \mu$) e logarítmica ($\delta(\mu) = \log(\mu)$). As unidades amostrais são pescarias. Essa classe de modelo apresentou a seguinte estrutura:

Peso esperado $\sim \beta +$ embarcação + período de pesca + profundidade + latitude + ano + embarcação*esforço

Onde: β é o termo intercepto.

As escolhas do modelo de probabilidade, da função de ligação e das covariáveis explicativas importantes foi realizada pelo critério de informação de Akaike (AIC) (Akaike 1973) (1). A escolha do melhor modelo entre um conjunto de possíveis modelos se dá em função do menor valor de AIC (Burnham & Anderson 2002).

$$AIC = 2k - 2\ln(L) \quad (1)$$

Onde: k é o número de parâmetros do modelo; L é o valor maximizado da função de verossimilhança do modelo estabelecido.

Após a seleção do melhor modelo GLM (i.e., a combinação mais adequada entre distribuição de probabilidade para a variável resposta, função de ligação e conjunto de covariáveis), foram verificados quais os níveis dos fatores e das interações foram estatisticamente significativas para explicar a variabilidade das variáveis respostas. O nível de significância de 0,05 (valores de P), foi utilizado na análise dos coeficientes estimados nos GLMs.

Após ter estimado os parâmetros nos dois modelos, estes modelos foram utilizados para estimar uma captura padronizada por unidade de esforço, procedendo conforme descrito a seguir. Fixamos um tipo de embarcação (bote motorizado) e uma unidade de esforço (Kg/anzol/dia), e estimamos para todos os pontos amostrais (pescarias realizadas pela frota de linha de fundo) da seguinte forma: a) a probabilidade de presença da espécie no modelo do primeiro tipo; denotando essa estimativa por $\hat{\mu}_{(1)}$; b) a captura esperada média para uma unidade de esforço de botes motorizados, condicionado a presença da espécie. Denominamos essa estimativa por $\hat{\mu}_{(2)}$. Bote motorizado foi escolhido para criação da CPUE padrão porque representa a embarcação mais freqüente em número e em peso desembarcado na região (Nóbrega & Lessa, 2007).

Finalmente, a captura padronizada por unidade de esforço, \hat{U} é o produto das duas estimativas anteriores (2). Dessa forma, a CPUE padronizada para botes motorizados foi estabelecida, visando minimizar variações da abundância que podem ser causadas pela frota pesqueira, tempo e espaço.

$$\hat{U} = \hat{\mu}_{(1)} \cdot \hat{\mu}_{(2)} \quad (2)$$

Para avaliar o impacto dos GLMs sobre a padronização da CPUE, uma CPUE convencional (U_c) utilizando as mesmas unidades (Kg/anzol/dia) também foi calculada para os lances positivos da guaiúba, usando a seguinte equação: CPUE=(peso total capturado por pescaria/(n° anzóis*tempo de imersão na água)), sendo medido o tempo de imersão dos anzóis na água em dias de pesca. Para possibilitar a comparação entre as duas CPUEs em relação aos meses e anos do período de estudo, variáveis normalizadas Z_1 (U_c) e Z_2 (\hat{U}) foram calculadas.

$$Z_1 = \frac{U_c - \text{média}(U_c)}{dp(U_c)} \quad \text{e}$$

$$Z_2 = \frac{\hat{U} - \text{média}(\hat{U})}{dp(\hat{U})}$$

Modelos de regressões lineares (3), quadráticos (4) e cúbicos (5) (Seber & Wild 2003) foram testados para identificar tendências da CPUE padronizada de botes motorizados em relação à distância da costa, profundidade e latitude. Para modelar a abundância relativa em função da distância da costa, a área de estudo foi dividida em duas partes: 13°S a 4°S e 4°S a 2°S. A separação desses intervalos de latitude foi realizada mediante análise das distâncias da costa de captura em relação à latitude, onde se verificou que a partir de 4° S a plataforma continental é acentuadamente mais extensa.

Foi ainda testada uma regressão não linear (6) para CPUE padronizada em relação à profundidade e distância da costa, desenvolvida pelo Dr. Eduardo Ferrandis (co-autor do presente estudo) para modelar a abundância dos recursos demersais em relação à profundidade no Mediterrâneo Espanhol. O nível de significância para a relação entre as variáveis foi de 0,05 e a seleção dos modelos foi feita mediante a comparação do coeficiente de determinação ajustado (\bar{R}^2) (7) e AIC (8). Foi também utilizada como seleção dos modelos a significância a um nível de 5% para os coeficientes quadráticos e cúbicos gerados nos modelos polinomiais.

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 x \quad (3)$$

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 \quad (4)$$

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + \beta_3 x^3 \quad (5)$$

$$E(Y) = \frac{k * (x - \alpha) * (\beta - x)}{(x^2 - ax + b)} \quad (6)$$

Onde: $E(Y)$ =valor esperado da variável resposta;

β_0 =coeficiente linear; β_1 =coeficiente angular; β_2 =coeficiente quadrático; β_3 =coeficiente cúbico; x = distância da costa, profundidade ou latitude; k, a, b é um conjunto de parâmetros da regressão não linear, que descrevem as tendências da variável resposta em relação a x (profundidade, distância da costa); α e β é a variação de x do recurso estudado.

$$\bar{R}^2 = \frac{\frac{1}{n-2} SQR}{\frac{1}{n-1} SQT} \quad (7)$$

Onde: n =número de observações usadas na regressão; SQR=soma dos quadrados dos resíduos; SQT=soma dos quadrados totais.

$$AIC = n \log\left(\frac{SQR}{n}\right) + 2k \quad (8)$$

Onde: n = número de observações usadas na regressão; SQR = soma dos quadrados dos resíduos; k= número de parâmetros do modelo

As tendências de índices de CPUE padronizada identificadas nos modelos de regressão que apresentaram o melhor ajuste para profundidade e latitude foram combinadas em um “caminho multiplicativo”, para criação de um modelo geográfico (Journel & Huijbregts 2004), que descreve as tendências de índices de abundâncias médios para profundidade e latitude. Esse modelo geográfico foi estimado utilizando uma regressão não linear, com a seguinte equação: K*Modelo batimétrico*Modelo latitudinal, cujo K é um parâmetro desse modelo. Além do erro padrão e intervalos de confiança de 95% estimados pela regressão não linear para o parâmetro K, também foi utilizado um procedimento bootstrap (Gill *et al.* 1981) baseado em 10 amostras, para estimar um erro padrão e intervalo de confiança para K.

Para representar espacialmente (Journel & Huijbregts 2004) o modelo geográfico, estabelecido para a CPUE padronizada da guaiúba, foi utilizado a interface do Sistema de Informação Geográfico ArcView GIS 3.1 (1999). Um mapa da área de estudo foi construído, utilizando dados regionalizados (latitude e longitude) digitalizados da linha de costa (19.177 pontos), das isóbatas de 50 m (5.626 pontos), 100 m (4.484 pontos), 200 m (4.225 pontos) e 1000 m (3.849 pontos). A partir dos pontos da linha de costa e isóbatas foram criadas linhas, posteriormente polígonos e, utilizando o módulo Spatial Analysis 1.0 do ArcView GIS 3.1 uma retícula foi interpolada para toda a área da costa até 1000 m de profundidade, criando um polígono com a batimetria e latitude em todos os pontos da área da costa até 1.000 m de profundidade.

Utilizando o módulo Spatial Analysis 1.0 do ArcView GIS 3.1, os modelos de abundância estimados para batimetria e latitude foram criados espacialmente, dentro do polígono (0 a 1000 m) para toda a área de estudo. Esses modelos foram combinados em um caminho multiplicativo através da seguinte equação: K*Modelo de batimetria*Modelo de latitude, cujo valor de K é aquele estimado na regressão não linear que estabeleceu o modelo geográfico. Dessa forma, o modelo geográfico do recurso foi criado no Sistema Geográfico de Informação, descrevendo espacialmente a abundância relativa média (CPUE padronizada) da guaiúba para o período de estudo.

Resultados

A guaiúba foi registrada em 754 pescarias (48,5%), de um total de 1.556 realizadas pela frota que operou com linha de fundo. O peso desembarcado no período de estudo totalizou 8,997 t, representando 9,4% das 95,953 t capturadas por essa frota. O peso capturado por desembarque variou entre 0,1 e 164,3 Kg (média=11,95 Kg; desvio padrão=18,75 Kg). Entre abril e outubro foram registrados os maiores pesos médios de captura (Tabela I).

Foram registrados 221 diferentes barcos que capturaram a guaiúba na região nordeste do Brasil, representando 56,7% do total das 392 embarcações que compuseram a frota de linha de fundo no período de estudo. Botes motorizados contribuíram com a maior parte (47,2%) das pescarias (Tabela II). Um total de 225 áreas de pesca foi identificado nas capturas da guaiúba, representando 63,6% do total de áreas utilizadas (n=353) pela frota de linha de fundo (Figura 1). As profundidades de captura da guaiúba variaram de 11 a 204 m (média=61,6 m; desvio padrão=26 m), enquanto a profundidade de captura da frota de linha variou de 7 a 340 m (média=64,7 m; desvio padrão=29,3 m). As distâncias da costa nas capturas da guaiúba foram de 3,28 a 92 Km (média=20,04 Km; desvio padrão=15,02 Km). Para a totalidade de pescarias da frota de linha, a distância da costa de captura variou de 2,45 a 92 Km (média=20,24 Km; desvio padrão=14,52 Km).

Todas as covariáveis inseridas no GLM para modelar as probabilidades de presença da guaiúba nas capturas da frota de linha de fundo foram estatisticamente significativas (Tab. III). Segundo esse modelo GLM, jangadas apresentam a maior probabilidade de presença da guaiúba nas capturas, já botes motorizados as menores, sendo os níveis dos fatores estimados para essas embarcações estatisticamente diferentes de saveiros motorizados (Tab. IV). A interação do esforço de canoas a vela, botes motorizados e a vela foram maiores em relação às outras embarcações, com diferenças significativas (Tab. IV). Pescarias realizadas no período diurno apresentaram as menores probabilidades de capturar a guaiúba, com diferença significativa em relação ao período noturno (Tab. IV).

No GLM calculado para modelar o peso esperado da guaiúba o modelo gama, com função de ligação identidade apresentou o melhor ajuste, resultando o menor valor de AIC. Todas as variáveis inseridas nesse modelo são estatisticamente significativas (Tab. V) e influenciam na variação do peso capturado da guaiúba.

Tabela I. Número total de pescarias, pescarias em que a guaiúba foi capturada, peso médio de captura e desvio padrão, esforço médio empregado para totalidade das pescarias realizadas pela frota de linha de fundo, nos meses agrupados de fevereiro de 1998 a abril de 2000.

Mês	Nº total de pescarias	Nº de pescarias com captura	Peso capturado Médio (Kg)	Desvio padrão do peso médio	Esforço médio p/ total pescarias
1	137	44	8,2	12,2	20,1
2	117	38	4,2	4,1	21,7
3	154	68	6,7	10,5	23,2
4	167	83	10,4	16,3	19,1
5	140	72	17,0	26,4	26,9
6	101	52	10,7	15,1	15,5
7	105	67	14,4	20,3	13,5
8	122	67	16,7	21,3	15,7
9	152	81	12,9	22,6	18,2
10	129	79	16,8	24,6	15,6
11	113	65	8,5	10,2	25,6
12	119	38	9,6	10,7	20,6

Tabela II. Número total de pescarias, pescarias em que a guaiúba foi capturada, peso médio de captura e desvio padrão, esforço médio empregado na totalidade das pescarias realizadas pela frota de linha de fundo.

Embarcação	Nº total de pescarias	Nº de pescarias com captura	Peso capturado Médio (Kg)	Desvio padrão do peso médio	Esforço médio p/ total pescarias
Bote motorizado	734	271	12,0	21	20,8
Bote a vela	91	26	27,2	26	42,4
Canoa a vela	33	15	17,9	13	36,9
Jangada a vela	171	105	3,8	6	28,6
Lancha motorizada	4	1	8,5		4,8
Saveiro motorizado	523	336	13,0	18	10,6

Tabela III. Graus de liberdade e valores de P para o intercepto e variáveis explicativas utilizadas no GLM para modelar a probabilidade de presença da guaiúba nas capturas da frota de linha de fundo, utilizando o modelo binomial e função de ligação logit.

Efeitos	GL	P
Intercepto	1	0,0000
Embarcação	5	0,0000
Período de pesca	2	0,0000
Profundidade	1	0,0000
Latitude	1	0,0000
Distância da costa	1	0,0001
Mês	1	0,0000
Embarcação*Esforço	6	0,0002

Canoas, jangadas e botes a vela apresentaram os maiores níveis dos fatores, sendo estatisticamente diferentes de saveiros, resultando nas embarcações com maior esperança de captura em peso desse recurso no nordeste (Tab. VI). Botes a vela e motorizados apresentaram a maior declividade da interação entre embarcação e esforço, com diferenças significativas em relação a outras embarcações (Tabela VI). As pescarias realizadas no período noturno são aquelas com maior esperança de captura em peso, sendo estatisticamente diferente das realizadas no período diurno.

A comparação da CPUE padronizada (\hat{U}) e CPUE convencional (U_c) normatizadas em variáveis Z_1 , (U_c) e Z_2 (\hat{U}) indicou declínio claro de Z_2 entre 1998 e 2000, já Z_1 , entre 1998 e 1999 apresentou valores médios semelhantes e declínio em 2000 (Figura 2a). Em relação aos meses, a CPUE padronizada apresenta tendências mais acentuadas de diminuição e aumento (Figura 2b), com algumas diferenças do padrão para os meses de setembro a dezembro de 1998, quando Z_1 apresenta baixos valores, enquanto Z_2 os mais altos valores de todo o período de estudo. A U_c demonstra de forma geral, semelhanças na magnitude dos valores médios para

um mesmo mês nos diferentes anos do período de estudo, já a \hat{U} indica que houve diminuição dos valores médios de um mesmo mês para os diferentes anos.

Na modelagem da CPUE padronizada em relação às distâncias da costa, entre as latitudes de 13°S e 4°S o modelo não linear (Figura 3a) resultou o melhor ajuste ($R^2=0,559$; AIC=735; $P<0,001$) e a seguinte equação:

$$\frac{CPUE = 3,014 * DistCost * (50 - DistCost)}{((DistCost^2) - (-2,316 * DistCost) + 32,268)}$$

Segundo esse modelo, as maiores abundâncias desse recurso encontram-se até aproximadamente 15 Km da costa (Figura 3b), com

tendência de declínio em direção às maiores distâncias.

Para as latitudes menores que 4°S, o modelo não linear (Figura 3c) também apresentou o melhor ajuste ($R^2=0,549$; AIC=359; $P<0,001$), resultando a seguinte equação:

$$\frac{CPUE = 0,704 * DistCost * (100 - DistCost)}{((DistCost^2) - (51,992 * DistCost) + 978,274)}$$

Esse modelo descreve as maiores CPUEs entre 20 e 40 Km da costa (Figura 3d), apresentando o recurso nesse intervalo de latitude, uma distribuição até longas distâncias da costa, resultado da grande extensão da plataforma continental nessa região.

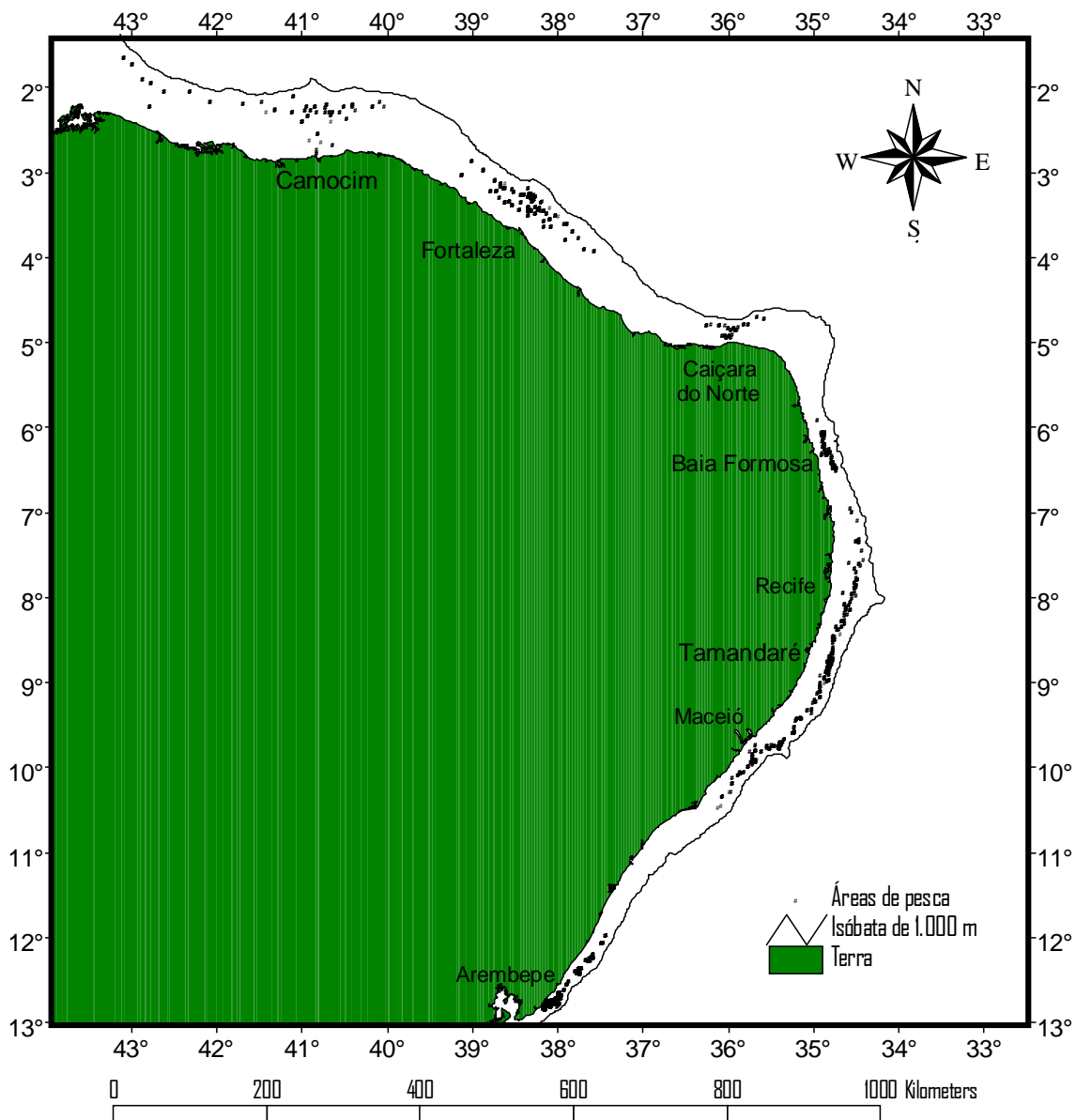


Figura 1. Localidades de amostragem dos desembarques e áreas de pesca identificadas nas pescarias realizadas pela frota de linha de fundo na região nordeste do Brasil.

Tabela IV. Resultados gerais da análise do GLM para variável resposta probabilidade de presença da guaiúba nas capturas da frota de linha de fundo, utilizando o modelo binomial e função de ligação logit.

Efeitos	B	Erro padrão	Intervalo de confiança 95%		P
			Inferior	Superior	
Intercepto	-3,7880	0,7092	-5,1781	-2,3980	0,0000
Bote motorizado	-0,9024	0,2224	-1,3383	-0,4665	0,0000
Bote a vela	0,1062	0,4574	-0,7903	1,0027	0,8164
Canoa a vela	0,3757	0,8067	-1,2054	1,9569	0,6414
Jangada a vela	2,3939	0,4818	1,4495	3,3383	0,0000
Lancha motorizada	1,1791	2,7876	-4,2846	6,6428	0,6723
Saveiro motorizado					
Período de pesca (ambos)	0,0648	0,1789	-0,2858	0,4154	0,7173
Período de pesca (diurno)	-1,0295	0,2119	-1,4448	-0,6142	0,0000
Período de pesca (noturno)					
Profundidade	-0,0180	0,0023	-0,0225	-0,0135	0,0000
Latitude	-0,3952	0,0496	-0,4923	-0,2981	0,0000
Distância da costa	0,0355	0,0088	0,0182	0,0528	0,0001
Mês	0,0781	0,0171	0,0446	0,1117	0,0000
Bote motorizado*esforço	0,0184	0,0055	0,0077	0,0291	0,0007
Bote a vela*esforço	0,0135	0,0053	0,0030	0,0239	0,0114
Canoa a vela*esforço	0,0332	0,0155	0,0028	0,0637	0,0324
Jangada a vela*esforço	-0,0109	0,0077	-0,0260	0,0042	0,1577
Lancha motorizada*esforço	-0,6144	0,7462	-2,0769	0,8481	0,4103
Saveiro motorizado*esforço	-0,0097	0,0085	-0,0264	0,0069	0,2527

Tabela V. Graus de liberdade e valores de *P* para o intercepto e variáveis explicativas utilizadas no GLM para modelar o peso esperado da guaiúba nas capturas da frota de linha de fundo, utilizando o modelo gama e função de ligação identidade.

Efeitos	GL	P
Intercepto	1	0,0003
Embarcação	5	0,0000
Período de pesca	2	0,0000
Profundidade	1	0,0032
Latitude	1	0,0000
Ano	1	0,0003
Embarcação*Esforço	6	0,0000

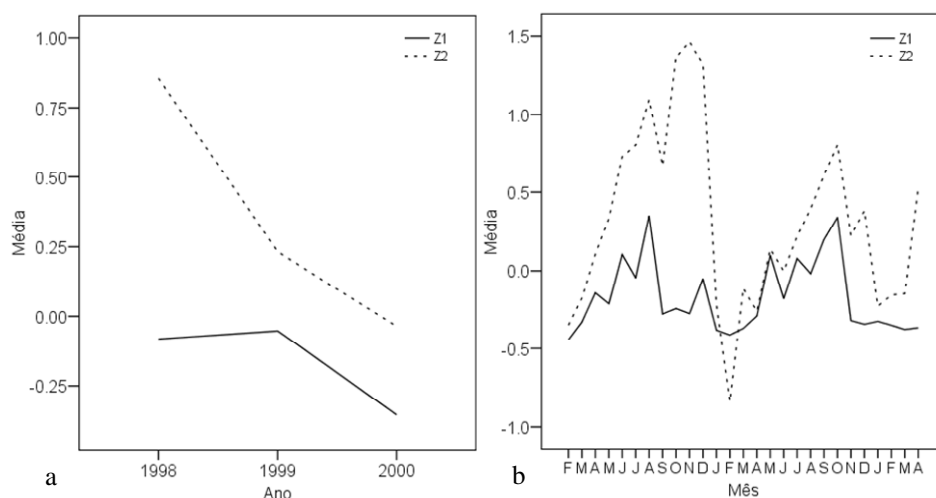


Figura 2. Valores médios para variável normalizada Z1 (CPUE convencional) e Z2 (CPUE padronizada), estimados para guaiúba capturada pela frota de linha no nordeste entre 1998 e 2000 (a), e nos meses de fevereiro de 1998 a abril de 2000 (b).

Tabela VI. Resultados gerais da análise do GLM para variável resposta peso esperado da guaiúba nas capturas da frota de linha de fundo, utilizando o modelo gama e função de ligação identidade.

Efeitos	B	Erro padrão	Intervalo de confiança 95%		P
			Inferior	Superior	
Intercepto	3.186	881	1,459	4.914	0,0003
Bote motorizado	0,0584	1,3419	-2,5718	2,6885	0,9653
Bote a vela	11,3716	1,5244	8,3838	14,3594	0,0000
Canoa a vela	22,6387	7,0350	8,8505	36,4270	0,0013
Jangada a vela	16,2663	1,6693	12,9946	19,5380	0,0000
Lancha motorizada	6,1995	9,1121	-11,6600	24,0590	0,4963
Saveiro motorizado	-	-	-	-	-
Período de pesca (ambos)	-1,7768	1,3349	-4,3932	0,8397	0,1832
Período de pesca (diurno)	-10,6648	1,2683	-13,1506	-8,1791	0,0000
Período de pesca (noturno)	-	-	-	-	-
Profundidade	0,0550	0,0186	0,0184	0,0915	0,0032
Latitude	-2,3570	0,1816	-2,7129	-2,0011	0,0000
Ano	-1,6034	0,4407	-2,4672	-0,7396	0,0003
Bote motorizado*esforço	0,1404	0,0387	0,0646	0,2162	0,0003
Bote a vela*esforço	0,3522	0,0842	0,1873	0,5171	0,0000
Canoa a vela*esforço	0,1104	0,1353	-0,1548	0,3757	0,4146
Jangada a vela*esforço	-0,0424	0,0140	-0,0698	-0,0150	0,0024
Lancha motorizada*esforço	0,0368	0,0334	-0,0287	0,1022	0,2712
Saveiro motorizado*esforço	0,0117	0,0615	-0,1088	0,1323	0,8486

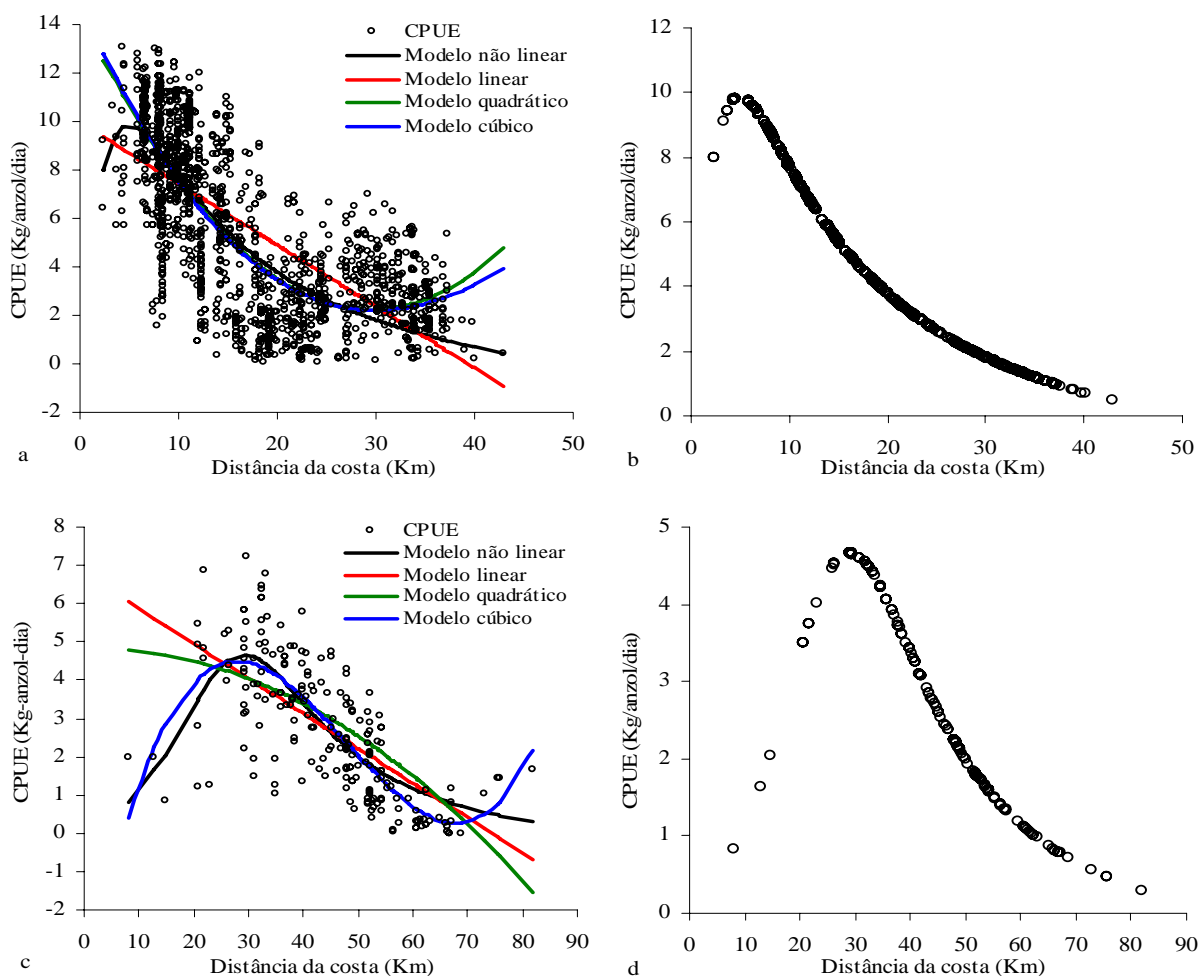


Figura 3. Modelos testados para CPUE e distância da costa de captura da guaiúba, entre as latitudes de 13°S e 4°S (a) e valores estimados pelo modelo não linear (b). Modelos testados para CPUE e distância da costa entre 4°S e 1,68°S (c) e valores estimados pelo modelo não-linear (d).

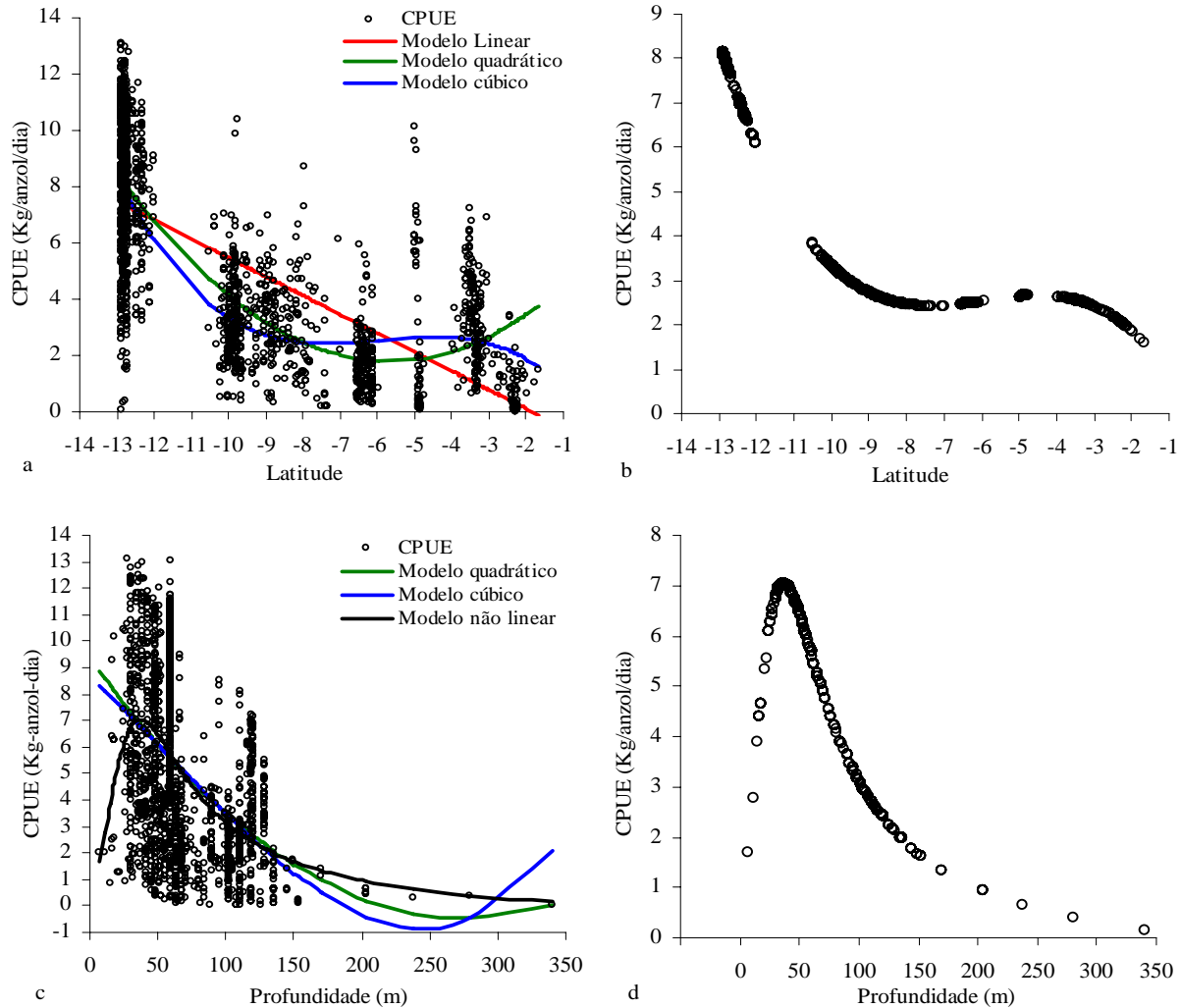


Figura 4. Modelos testados para CPUE e latitude (a) de captura da guaiúba e valores estimados pelo modelo parabólico cúbico (b). Modelos testados para CPUE e profundidade de captura da guaiúba (c) e valores estimados pelo modelo não-linear (d).

O modelo polinomial parabólico cúbico (Figura 4a) apresentou o melhor ajuste para CPUE e latitude ($R^2=0,628$; $AIC=369$; $P<0,001$). Esse modelo estimou as maiores abundâncias relativas no norte da Bahia (Figura 4b), resultando na seguinte equação:

$$CPUE = -0,677 - 1,872 * Lat - 0,377 * Lat^2 - 0,019 * Lat^3$$

As regressões testadas para CPUE e profundidade (Figura 4c) indicaram que o modelo não linear apresentou o melhor ajuste ($R^2=0,231$; $AIC=960$; $P<0,001$), sendo escolhido para descrever a variação da abundância relativa da guaiúba nas profundidades onde a frota de linha operou nas capturas, resultando na equação:

$$\frac{CPUE = 0,831 * Prof * (400 - Prof)}{((Prof^2) - (36,162 * Prof) + 1.554,856)}$$

Segundo esse modelo (Figura 4d), entre 25 e 75 m de profundidade ocorrem as maiores

abundâncias da guaiúba dentro da área de estudo.

A regressão não linear utilizada para estabelecer o modelo geográfico se ajustou razoavelmente aos dados ($R^2=0,754$; $AIC=586$; $P<0,001$ - Tabela VII). Tendências médias para CPUE estimadas pelo modelo geográfico, indicam os maiores valores entre 25 e 50 m (Figura 5a), com declínio em direção a maiores profundidades e, praticamente, extinguindo-se das capturas da frota de linha de fundo do nordeste a partir de 200 m de profundidade. Em relação à latitude, no norte da Bahia foram verificados os maiores valores (Figura 5b), declinando em menores latitudes, com pequeno aumento entre $6^\circ S$ e $3^\circ S$.

O modelo geográfico estabelecido espacialmente, descreve as abundâncias médias relativas estimadas para CPUE padronizada de botes motorizados, desde $12,88^\circ S$ até $1,68^\circ S$, e entre as profundidades de 7 a 340 m (Figura 6). As maiores CPUEs médias são observadas nas proximidades de Salvador, com diminuição gradual em direção a

menores latitudes da área de estudo. Nota-se ainda, que entre 5°S e 3°S um pequeno aumento da CPUE é novamente visualizado, podendo ser também observado no modelo geográfico em relação a latitude (Figura 5b). A partir de 3°S em direção a menores latitudes as abundâncias relativas são baixas. Estimativas para esse modelo geográfico a partir de 2°S, em direção a menores latitudes devem ser interpretadas com cautela, devido ao reduzido número de pescarias que foram amostradas e

analisadas nessa área.

Tendências batimétricas da CPUE, entre 7 e 340 m de profundidade também estão incorporadas nessa cartografia, onde foram observados os maiores valores médios entre 25 e 125 m de profundidade (Figura 6), declinando em direção a maiores profundidades. Ainda, um gradiente latitudinal dentro da variação de abundância para batimetria, pode ser observado nas diferentes cores em relação a uma mesma profundidade ao longo da área de estudo.

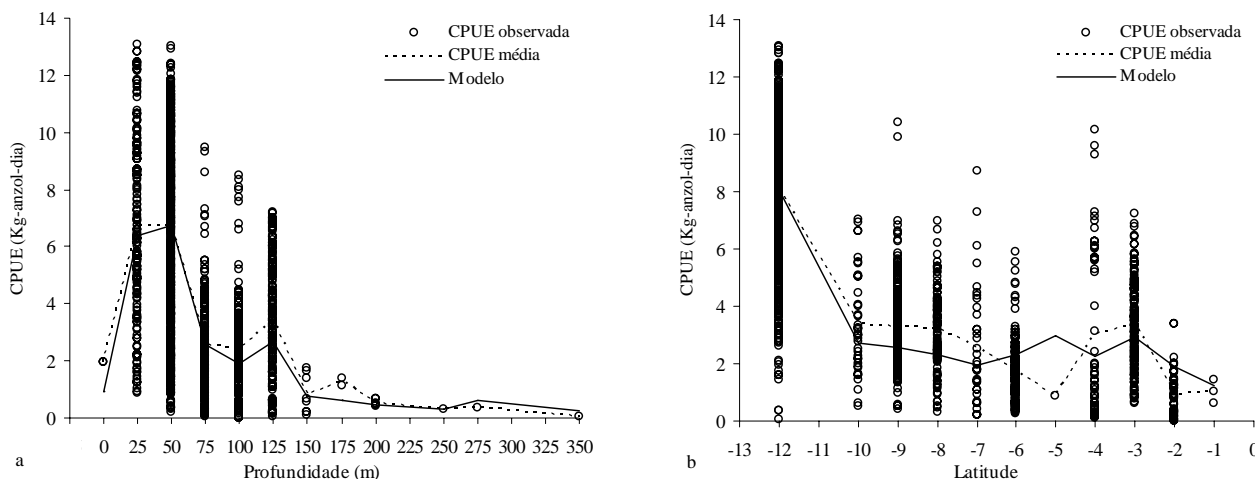


Figura 5. Modelo geográfico e CPUE média estimada em relação à profundidade (a) e latitude (b) em que a guaiúba foi capturada na região nordeste.

Tabela VII. Sumário dos parâmetros e estatísticas resultantes do modelo geográfico estimado para guaiúba (Bootstrap baseado em 10 amostras).

	Parâmetro	Estimado	Erro padrão	Intervalo de confiança	
				Inferior	Superior
Assintótico	K	0,1820	0,0013	0,1795	0,1846
Bootstrap	K	0,1820	0,0010	0,1797	0,1843

Discussão

A frota pesqueira artesanal de linha de fundo que capturou a guaiúba na região nordeste do Brasil é diversificada. Foram registrados no presente estudo seis tipos de embarcações motorizadas e a vela. Embarcações motorizadas são responsáveis pela maior parte dos desembarques (81,1%) e peso capturado (87,9%), provavelmente porque representaram 80,4% da frota de linha de fundo amostrada. Segundo Nóbrega & Lessa (2007), barcos motorizados contribuíram com 60,5% do peso total desembarcado pela frota artesanal no nordeste, entre 1998 e 2000.

Apesar de saveiros e botes motorizados serem responsáveis pelos maiores volumes desembarcados (85,2%) de *O. chrysurus*, capturas médias por desembarque indicam que botes e canoas a vela desembarcaram valores superiores (Tabela II). Botes e canoas a vela empregam altos esforços

médios (Tabela II), podendo estar relacionado a maiores capturas médias de *O. chrysurus*.

Canoas, jangadas a vela e lanchas motorizadas apresentaram, segundo o GLM, as maiores probabilidades de capturar a guaiúba na região nordeste. Examinando as profundidades médias em que atuam as embarcações da frota de linha de fundo, percebemos que essas embarcações operam entre profundidades médias de 25 e 50 m (Figura 7a), exatamente onde foram estimadas os maiores índices de abundância observados e estimados pelo modelo batimétrico e geográfico.

A padronização da CPUE, utilizando GLMs permitiu agregar às análises uma grande quantidade de informação, principalmente a inclusão das pescarias em que a guaiúba não foi capturada e os efeitos do tempo, espaço e frota pesqueira que foram inseridos nos modelos GLMs utilizando variáveis estatisticamente significativas e que são importantes

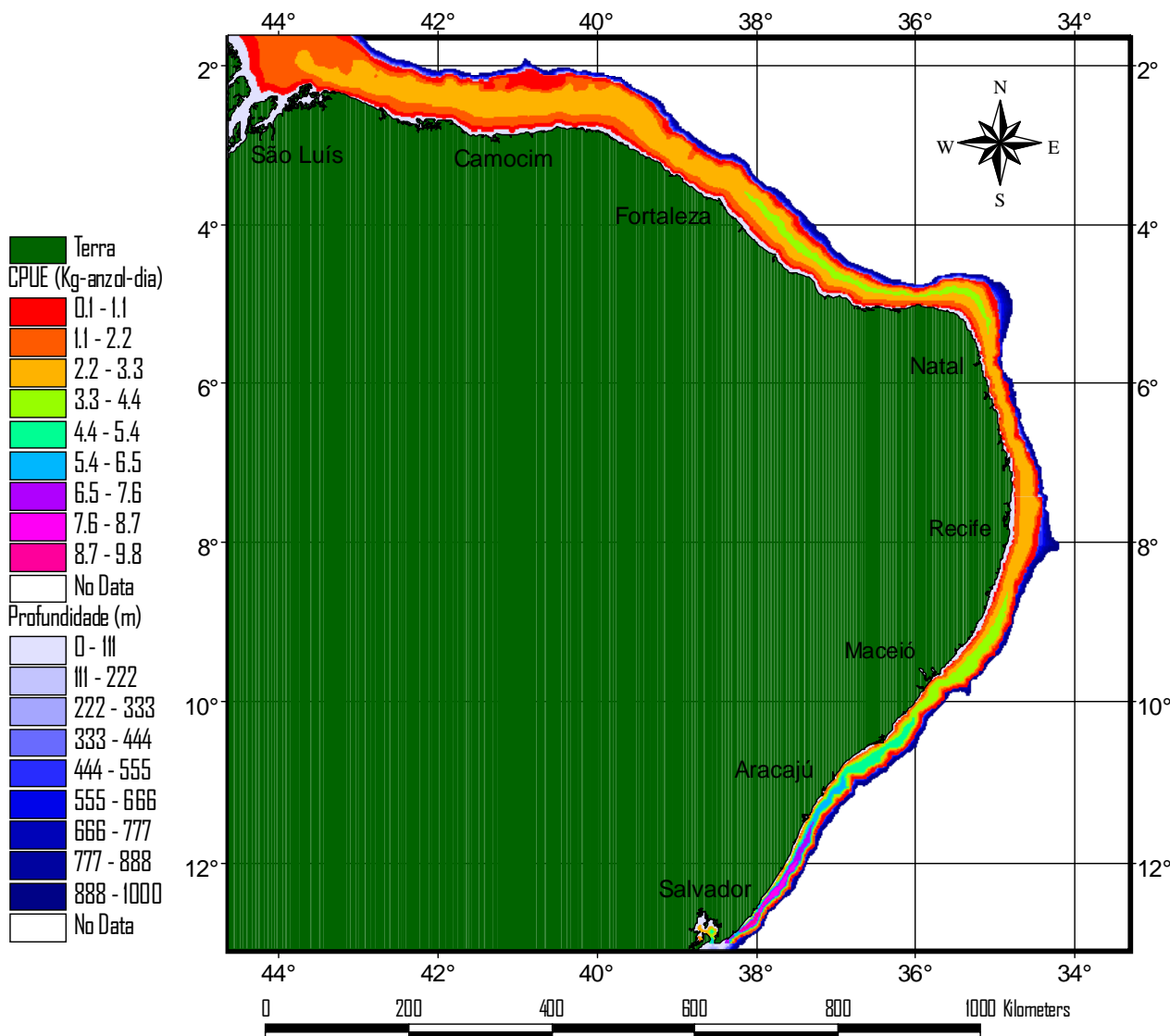


Figura 6. Cartografia de abundância relativa média estimada pelo modelo geográfico para CPUE da guaiúba, capturada pela frota de linha de fundo no nordeste brasileiro, entre fevereiro de 1998 e abril de 2000.

na explicação da variação das capturas da guaiúba no nordeste. A necessidade de padronizar índices de abundância pode ser verificada quando comparamos a CPUE convencional e aquela padronizada para botes motorizados, as quais demonstram diferenças entre os anos e meses do período de estudo. Existe uma tendência em todo mundo para padronização de índices de abundância de dados de captura e esforço de pescarias, utilizando principalmente GLMs (Helser *et al.* 2004, Maunder & Punt 2004, Nishida & Chen 2004, Venables & Dichmont 2004, Xiao 2004).

A metodologia de padronização de índices de abundância utilizada no presente estudo representa uma importante ferramenta, uma vez que permitiu identificar os fatores das diferenças do poder de pesca de distintas embarcações, do tempo e espaço. Uma vez identificado esses fatores foi possível criar uma CPUE padrão para a embarcação

mais freqüente na região, considerando dessa forma que todas as capturas foram realizadas por esse tipo de embarcação, minimizando as variações que não são devidas a reais mudanças da abundância da guaiúba. Capturas são padronizadas para remover o efeito de fatores como tempo, área, profundidade e composição da frota pesqueira (Hilborn & Walters 1992, Punt *et al.* 2000).

Os modelos de regressão ajustados para o índice de abundância padrão permitiram identificar tendências médias da distribuição de *O. chrysurus* no nordeste brasileiro. Os mais baixos níveis de abundância foram verificados a partir do estado do Ceará. Estatísticas divulgadas para a espécie na região (IBAMA 2002 a 2004) indicam que o Ceará contribui com a maior parte do peso desembarcado dessa espécie (43,4%). Altos níveis de esforço foram observados para a frota do estado do Ceará (Fig. 7b), podendo explicar os baixos níveis de abundância

estimados para o recurso nesse estado. Esses resultados sugerem que o grande volume capturado no Ceará está relacionado ao elevado esforço empregado, o que pode estar promovendo o declínio da abundância desse recurso na região.

Segundo Ferreira *et al.* (2004), o *O. chrysurus* capturado na região nordeste encontra-se sobreexplorado, necessitando redução da mortalidade por pesca. Klippel *et al.* (2005) também estimaram níveis de mortalidade por pesca acima do esforço máximo sustentável na costa central do Brasil. De acordo com a instrução normativa do Ministério do Meio Ambiente (IN MMA n° 05), medidas de manejo para a espécie devem ser implementadas, tendo em vista seu estado de espécie sobreexplorada. Especial atenção para essas medidas de manejo deve ser direcionada para a costa e frota pesqueira do Ceará, onde altos níveis de esforço e baixas abundâncias foram estimados no presente estudo. A diminuição da abundância média padronizada entre os anos de 1998 e 2000 (Figura 2a e b) pode estar relacionada à intensa exploração e declínio do estoque desse recurso. No estado da Bahia foram verificados os maiores volumes em peso desembarcado e índices de abundância. Esse recurso também é muito importante para a frota de linha na costa central brasileira (Salvador ao norte do Rio de Janeiro), onde representou 25% do total desembarcado por essa frota entre 1997 e 2000 (Costa *et al.* 2005).

Índices médios de abundância foram maiores entre 25 e 50 m de profundidade, segundo os valores médios e modelos batimétrico (Figura 4d) e geográfico (Figura 5a) estabelecidos. As pescarias realizadas entre essas profundidades somam 61% dos dados analisados no presente estudo. O esforço em pescarias comerciais é concentrado nas regiões onde os rendimentos dos recursos de maior valor econômico são maiores (Hart & Reynolds 2002). A distribuição dos estoques é limitada por fatores ecológicos, como nutrientes e relevo dos habitats, sendo escolhidos pelas espécies por características de sua alimentação, predação e reprodução (Helfman *et al.* 1997). Costa *et al.* (2005), estimaram maiores abundâncias médias de *O. chrysurus* na costa central do Brasil entre 20 e 60 m de profundidade, concordando com os resultados obtidos no presente estudo. Paiva & Fonteles-Filho (1995) também relataram que os rendimentos de peixes demersais são maiores entre 31 e 60 m de profundidade na área de Abrolhos, semelhante às profundidades em que a guaiúba apresentou as maiores abundâncias médias no nordeste brasileiro.

O modelo não linear utilizado no presente estudo apresentou bom ajuste aos dados de CPUE padronizada em relação à distância da costa e profundidade, apresentando relações estatisticamente significativas e caracterizando-se no modelo que melhor descreve as tendências médias da abundância em relação a essas variáveis. Modelos lineares, parabólicos quadráticos e cúbicos frequentemente utilizados em análises espacial de dados (Cressie 1993, Manly 2001, Fortin & Dale 2005) apresentaram também razoável ajuste aos dados de CPUE e distância da costa e profundidade, no entanto, estimaram valores negativos de CPUE em maiores distâncias da costa e profundidades (Figuras 3a, 3c e 4c). A utilização desses modelos acarretaria na necessidade de retirada de pescarias que atuaram nessas distâncias da costa e profundidades, resultando em significativa perda de informação da distribuição espacial da guaiúba.

O modelo não linear utilizado possui um termo em sua equação (6) que fornece o limite da distribuição em relação à distância da costa e profundidade de ocorrência do recurso, minimizando as possibilidades de estimativas de valores negativos. Apesar do baixo coeficiente de determinação observado ($R^2=0,231$) para a CPUE e profundidade resultante da utilização desse modelo não-linear (Fig. 4c), essa relação é estatisticamente significativa, os valores estimados de abundância descrevem de forma bastante razoável as tendências médias em relação à profundidade (Fig. 4c) e os resíduos apresentam distribuição aproximada a normal (Fig. 7c).

Os modelos não lineares estabelecidos para abundância em relação às distâncias da costa de captura indicam que a guaiúba possui uma distribuição diferenciada segundo a extensão da plataforma continental do nordeste. Na costa leste, o recurso está agregado em áreas mais próximas da costa, devido à menor extensão da plataforma continental nessa região, onde a distância da costa para isóbata de 200 m varia de 12,31 Km (12,88°S) a 63 Km (4,84°S). Já na costa norte do nordeste, a guaiúba apresenta maior concentração em áreas mais distantes da costa e distribui-se de forma mais dispersa, conseqüência da grande extensão da plataforma continental nessa área, onde dentro da área de estudo, a distância da costa para a isóbata de 200 m varia entre 48 Km (3,11°S) e 103,39 Km (2,08S).

A guaiúba no nordeste brasileiro parece ter preferências por profundidades entre 25 e 50 m, que apresentaram as maiores abundâncias e provavel-

mente possuem as condições ambientais mais favoráveis para manutenção desse estoque. Em geral, os recursos biológicos apresentam uma distribuição com dependência espacial, já que argumentos ecológicos como a promoção da reprodução e controle da mortalidade natural frente à atuação de predadores, favorecem a agregação dos indivíduos (Helfman *et al.* 1997).

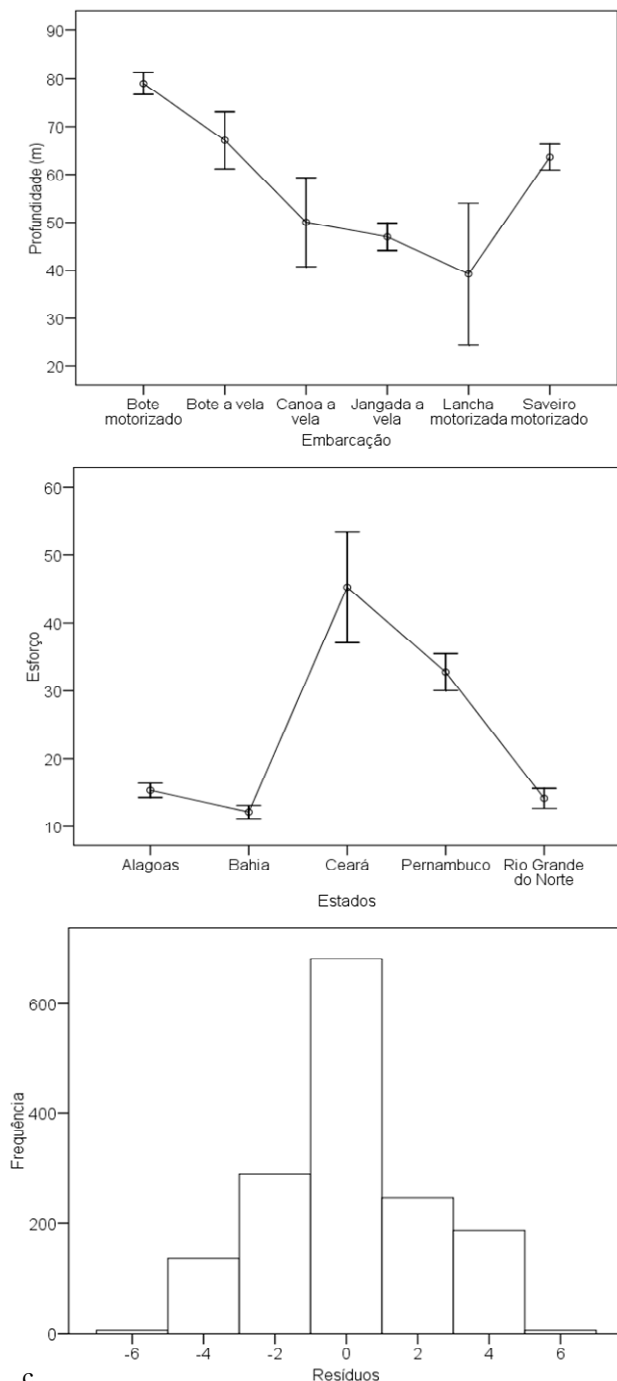


Figura 7. Profundidade média e intervalo de confiança em que atuam distintas embarcações da frota de linha de fundo (a); esforço médio e intervalo de confiança empregado pela frota nos diferentes estados do nordeste (b). Resíduos do modelo batimétrico estabelecido para CPUE e profundidade de captura da guaiúba (c).

Não foi observada distinção entre os índices de abundância em relação à profundidade para costa leste e norte do nordeste. Isso sugere que as diferenças na distribuição desse recurso em relação à distância da costa no leste e norte do nordeste, se devem à busca das profundidades que apresentam as condições hidrológicas e oceanográficas favoráveis à manutenção da espécie. A escolha de habitat é dinâmica para uma espécie, variando com a idade, tamanho, sexo, condições reprodutivas, áreas geográficas e condições ambientais (Karr 1981).

As áreas cujas profundidades variam entre 25 e 50 m na região nordeste constituem-se em um ambiente essencial para a manutenção do estoque da guaiúba. Atualmente, esse conceito tem sido muito discutido por autores que incluem a modelagem espacial de recursos em avaliações de estoques, os ambientes essenciais de peixes (Booth 1998, Fisher *et al.* 2000, Nishida & Miyashida 2000, Ross & Ott 2000). Medidas de manejo para a guaiúba no nordeste devem primordialmente considerar a criação de áreas de exclusão a pesca entre essas profundidades, o que pode permitir que a guaiúba e outros recursos desse habitat tenham uma chance de recuperar os níveis de biomassa do seu estoque.

A utilização da análise espacial, com desenvolvimento da técnica de geoestatística e posterior mapeamento, utilizando um SIG para identificar tendências médias de abundância do *O. chrysurus* devem contribuir para um melhor entendimento da correlação entre a distribuição e abundância desse recurso na região, assim como, para aplicação dessa metodologia na análise da distribuição espacial de outros importantes recursos pesqueiros da região. As possibilidades analíticas e funcionais oferecidas pelo SIG permitem aperfeiçoar a visualização, facilitar a investigação da dinâmica espaço temporal, associada com peixes, pescarias e seus ecossistemas (Nishida & Booth 2001).

Sistemas Geográficos de Informação são frequentemente utilizados por várias disciplinas e, não é surpresa, que atualmente essa tecnologia venha sendo incorporada dentro das investigações de pescarias (Giles & Nielsen 1992, Simpson 1992, Meaden 1996). Apesar de ainda pequena, a utilização de SIG tem aumentado em pesquisas de recursos pesqueiros. Aplicações pioneiras na área focalizaram o manejo de desembarques, pescarias costeiras (Caddy & Garcia 1986, Simpson 1992, Meaden 1996, Meaden & Do Chi 1996) e aquíicultura (Kapetsky *et al.* 1988, Meaden & Kapetsky 1991).

Num próximo artigo apresentaremos os resultados da distribuição espacial e temporal de

tamanhos e idades do *O. chrysurus* capturado pela frota de linha de fundo do nordeste. Acreditamos que com esses resultados contribuimos com as in-

formações necessárias, para um futuro ordenamento e criação de um plano de manejo do *O. chrysurus* capturado na região nordeste do Brasil.

Agradecimentos

Os autores agradecem as colônias de pescadores da região nordeste do Brasil; a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - CAPES, pela bolsa sanduíche (Processo: 5196/06-0). O presente estudo foi

financiado pelo Ministério do Meio Ambiente - MMA, Secretaria Interministerial dos Recursos do Mar - SECIRM, no escopo do Programa de Avaliação do Potencial Sustentável da Zona Econômica Exclusiva Brasileira (REVIZEE).

Referências

- Akaike, H. 1973. Information theory and extension of the maximum likelihood principle. **2nd International Symposium on Information Theory**. Akademiai Kiado, Budapeste, 268-281.
- Allen, G. R. 1985. **Snappers of the world. An annotated and illustrated catalogue of Lutjanid species known to date**. FAO, Roma, 208 p.
- Ault, J. S., Diaz, G. A., Smith, S. G., Luo, J. & Serafy, J. E. 1999a. Design of an efficient sampling survey to estimate pink shrimp population abundance in Biscayne Bay, Flórida. **North American Journal of Fisheries Management**, 19(3): 696-712.
- Ault, J. S., Luo, J., Smith, S. G., Serafy, J. E., Wang, J. D., Diaz, G. A. & Humston, R. 1999b. A spatial multistock production model. **Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences**. 56 (1): 4-25.
- Beverton, R. J. H. & Holt, S. J. 1957. **On the Dynamics of Exploited Fish Populations**. HMSO, London. 456 p.
- Booth A. J. 1998. Spatial analysis of fish distribution and abundance patterns: AGIS approach. Pp. 719-740. *In*: Funk, F., Quinn, T. J., Heifetz, J., Ianelli, J. N., Powers, J. E., Schweigert, J. F., Sullivan, P. J. & I. Zhang, C. (Eds.), **Fisheries stock assessment models**. University of Alaska Sea Grant, Fairbanks, 840 p.
- Bromley, P. J., 2000. Growth, sexual maturation and spawning in central North Sea plaice (*Pleuronectes platessa* L.) and the generation of maturity ogives from commercial catch data. **Journal of Sea Research**, 44: 27-43.
- Burnham, K. P. & Anderson, D. R. 2002. **Model Selection and Multimodel Inference. A Practical Information-theoretic Approach**. 2nd ed. Springer-Verlag, New York, 488 p.
- Caddy, J. F. & Garcia, S. 1986. Fisheries thematic mapping: A prerequisite for intelligent mapping and development of fisheries. **Oceanography Tropical**, 21: 31-52.
- Caddy J. 1997. **In review of the state of world fisheries**. Marine Fisheries. FAO **FAO Fisheries Technical Paper**, 920 p.
- Campbell, R. A. 2004. CPUE standardization and the construction of indices of stock abundance in a spatially varying fishery using general linear models. **Fisheries Research**, 70: 209-227.
- Costa, P. A. S., Martins, A. S. & Olavo, G. 2005. **Pesca e Potenciais de Exploração de Recursos Vivos na Região Central da Zona Econômica Exclusiva Brasileira**. Museu Nacional, Rio de Janeiro, Série Livros, Documentos REVIZEE-Score-Central, 247 p.
- Cressie, N. A. C. 1993. **Statistics for Spatial Data (Wiley Series in Probability and Statistics)**. John Wiley & Sons, Inc. Canada, 595 p.
- FAO. 2001. FAO nominal catches of *Lutjanus chrysurus*. Disponível em: <<http://www.fishbase.org>>. Acesso em: 20/07/2008.
- FAO. 2003. **FISHSTAT PLUS 2.3**: Fishery Information, Data and Statistics, time series from aquaculture (quantities and values) captures (quantities); World Wide Web Electronic Publications; www.fao.org/fi/statist/FISOFT/FISHPLUS.as p.
- FAO. 2007. FAO nominal catches of *Lutjanus chrysurus*. Disponível em: <<http://www.fishbase.org>>. Acesso em: 20/07/2008.
- Ferreira, B. P., Rezende, M. S., Teixeira, S. F., Frédou, T. & Diedhiou, M. 2004b. *Lutjanus chrysurus*. Pp.88-97. *In*: Lessa, R. P., Nóbrega, M. F. & Bezerra Jr., J. L. (Eds.). **Dinâmica de populações e avaliação de estoques dos recursos pesqueiros da Região Nordeste**. Programa de Avaliação do Potencial Sustentável de Recursos Vivos na Zona Econômica Exclusiva (REVIZEE), Subcomitê Regional Nordeste (Score-NE). Relatório Síntese. Recife. Vol II. 274 p.

- Fischer, W. 1978. **FAO species identification sheets for fishery proposes**. Wester Central Atlantic (fishing area 31) Vol. I a V. FAO-Roma.
- Fisher, W. L., Balkenbush, P. E. & Toepfer, C. S. 2000. Using GIS to develop stream fish population sampling surveys and abundance estimates. **Proceedings of First International Symposium on GIS in Fishery Science**, Seattle, Washington, 253-265.
- Foote, K. G. 1996. Quantitative fisheries research surveys, with special reference to computers. *In*: Megrey, B. A. & Mokness, E (Eds.). **Computers in Fisheries Research**, Chapman and Hall, London, 556 p.
- Fortin, M. J. & Dale, M. R. T. 2005. **Spatial Analysis: A Guide for Ecologists**. Cambridge University Press, United Kingdom, 358 p.
- Froese, R. & Pauly, D. 2007 (Eds.). **FishBase** - World Wide Web electronic publication, accessible at <http://www.fishbase.org>. (Acessado 26/06/2008).
- Giles, R. H. & Nielsen, L. A. 1992. The uses of geographical information systems in Fisheries. **American Fisheries Societ Symposium**, 13: 81-94.
- Gill, P. E., Murray, W. M. & Saunders, M. A. 1981. **Practical Optimization**. Academic Press, London, 253 p.
- Gulland, J. A. 1956. On the fishing effort in English demersal trawl fisheries. **Fishery Investigation Series**, 2 (20): 1-41.
- Hart, P. J. B & Reynolds, J. D. 2002. **Handbook of fish Biology and Fisheries: Volume 2, Fisheries**. Blackwell publishing, United Kingdom, 410 p.
- Helfman, G. S., Collete, B. B & Facey, D. E. 1997. **The diversity of fishes**. Blackwell publishing, Malden, 528 p.
- Helser, T. E, Punt, A. E. & Methot, R. D. 2004. A generalized linear mixed model analysis of a multi-vessel fishery resource survey. **Fisheries Research**, 70: 251-264.
- Hilborn, P. & Walters, C. J. 1992. **Quantitative Fisheries Stock Assesment: Choice, Dynamics and Uncertainty**. Chapman and Hall, London, 563 p.
- Hinds, L. 1992. World marine fisheries: Management and development problems. **Marine Policy**, 16: 394-403.
- Honma, M. 1973. Estimation of overall effective fishing intensity of tuna longline fishery. **Bulletin Far Seas Fisheries Research Laboratory**, 10: 63-85.
- Horne, J. K. & Schneider, D. C. 1995. Spatial variance in ecology. **Oikos**, 74: 1-9.
- IBAMA, 2004. **Estatística da Pesca, Brasil. Grandes Regiões e Unidades da Federação**. Brasília, 98 p.
- IBAMA, 2003. **Estatística da Pesca, Brasil. Grandes Regiões e Unidades da Federação**. Brasília, 98 p.
- IBAMA, 2002. **Boletim Estatístico da Pesca Marítima e Estuarina (ESTATPESCA) do Nordeste do Brasil**. Centro de Pesquisa e Extensão Pesqueira do Nordeste – CEPENE. Tamandaré, 136 p.
- IBAMA, 2001. **Boletim Estatístico da Pesca Marítima e Estuarina (ESTATPESCA) do Nordeste do Brasil**. Centro de Pesquisa e Extensão Pesqueira do Nordeste – CEPENE. Tamandaré, 135 p.
- IBAMA, 2000. **Boletim Estatístico da Pesca Marítima e Estuarina (ESTATPESCA) do Nordeste do Brasil**. Centro de Pesquisa e Extensão Pesqueira do Nordeste – CEPENE. Tamandaré, 138 p.
- IBAMA, 1999. **Boletim Estatístico da Pesca Marítima e Estuarina (ESTATPESCA) do Nordeste do Brasil**. Centro de Pesquisa e Extensão Pesqueira do Nordeste – CEPENE. Tamandaré - PE. 136PP.
- IBAMA, 1998. **Boletim Estatístico da Pesca Marítima e Estuarina (ESTATPESCA) do Nordeste do Brasil**. Centro de Pesquisa e Extensão Pesqueira do Nordeste – CEPENE. Tamandaré, 142 p.
- IBAMA, 1997. **Boletim Estatístico da Pesca Marítima e Estuarina (ESTATPESCA) do Nordeste do Brasil**. Centro de Pesquisa e Extensão Pesqueira do Nordeste – CEPENE. Tamandaré, 133 p.
- IBAMA 1996. **Boletim Estatístico da Pesca Marítima e Estuarina (ESTATPESCA) do Nordeste do Brasil**. Centro de Pesquisa e Extensão Pesqueira do Nordeste – CEPENE. Tamandaré, 139 p.
- IBAMA, 1995. **Boletim Estatístico da Pesca Marítima e Estuarina (ESTATPESCA) do Nordeste do Brasil**. Centro de Pesquisa e Extensão Pesqueira do Nordeste – CEPENE. Tamandaré, 134 p.
- IBAMA, 1994. **Boletim Estatístico da Pesca Marítima e Estuarina (ESTATPESCA) do Nordeste do Brasil**. Centro de Pesquisa e Extensão Pesqueira do Nordeste – CEPENE. Tamandaré, 140 p.
- IBAMA, 1993. **Boletim Estatístico da Pesca**

- Marítima e Estuarina (ESTATPESCA) do Nordeste do Brasil.** Centro de Pesquisa e Extensão Pesqueira do Nordeste – CEPENE. Tamandaré, 137 p.
- IBAMA, 1992. **Boletim Estatístico da Pesca Marítima e Estuarina (ESTATPESCA) do Nordeste do Brasil.** Centro de Pesquisa e Extensão Pesqueira do Nordeste – CEPENE. Tamandaré, 132 p.
- IBAMA, 1991. **Boletim Estatístico da Pesca Marítima e Estuarina (ESTATPESCA) do Nordeste do Brasil.** Centro de Pesquisa e Extensão Pesqueira do Nordeste – CEPENE. Tamandaré, 138 p.
- IBAMA, 1990. **Boletim Estatístico da Pesca Marítima e Estuarina (ESTATPESCA) do Nordeste do Brasil.** Centro de Pesquisa e Extensão Pesqueira do Nordeste – CEPENE. Tamandaré, 129 p.
- IBGE, 1989. **Estatística de Pesca 1980 a 1989 - Brasil - Grandes Regiões - Unidades da Federação.** Vols. 1 e 2. Brasília, 253 p.
- Journel, A. G. & Huijbregts, J. C. H. 2004. **Mining Geostatistics.** The Blackburn Press. New Jersey, 600 p.
- Kapetsky, J. M., Hill, J. M. & Worthy, L. D. 1988. A geographical information system for catfish farming development. **Aquaculture**, 68: 311-320.
- Karr, J. R. 1981. Assessment of biotic integrity using fish communities. **Fisheries**, 6: 21-27.
- Klippel, S., Olavo, G., Costa, P. A. S., Martins, A. S. & Perez, M. B. 2005. Avaliação dos estoques de lutjanídeos da costa central do Brasil: análise de coortes e modelo preditivo de Thompson e Bell para comprimentos. Pp. 83-98. *In*: Costa, P.A.S; Martins, A.S; Olavo, G. (Eds). **Pesca e potenciais de exploração de recursos vivos na região central da Zona Econômica Exclusiva Brasileira.** Museu Nacional-Série Livros, Rio de Janeiro, 274 p.
- Kimura, D. K., 1981. Standardized measures of relative abundance based on modeling log (c.p.u.e), and the application to Pacific ocean perch (*Sebastes alutus*). **ICES Journal of Marine Science**, 39: 211-218.
- Legendre, P. & Fortin, M. J. 1989. Spatial pattern and ecological analysis. **Vegetation**. 80: 107-38.
- Manly, B. F. J. 2001. **Statistics for environmental science and management.** Chapman & Hall. New York, 326 p.
- Manooch, C. S. & Drennon, C. L. 1987. Age and growth of yellowtail snapper and queen triggerfish collected from the U.S. Virgin islands and Puerto Rico. **Fisheries Research**, 6(1): 53-68.
- Maunder, M. N. & Punt, A. E., 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches **Fisheries Research**, 70: 141-149.
- Mccullagh, P. & Nelder, J. A. 1989. **Generalized Linear Models, 2nd ed.** Chapman and Hall, London. 558 p.
- Meaden, G. J. & T. Do Chi. 1996. Geographical Information systems: Applications to marine fisheries. **FAO Fisheries Technical Paper**, 356: 335.
- Meaden, G. J. & Kapetsky, J. M. 1991. Geographical Information systems and remote sensing in inland fisheries and aquaculture. **FAO Fisheries Technical Paper**, 318: 262.
- Meaden, G. J. & Kemp, Z. 1996. Monitoring fisheries effort and catch using a geographical information systems and a global positioning systems. Pp. 238-248. *In*: Hancock, D. A., Smith, D. C., Grant, A. & Beumer, J. P. (Eds.), **Developing and sustaining World fisheries resources.** CSIRO, Australia, 326 p.
- Myers, R. A. & Hoenig, J. M., 1997. Direct estimates of gear selectivity from multiple tagging experiments. **Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences**, 54: 1-9.
- Muller, R. G., Murphy, M. D., De Silva, J. & Barbieri, L. R. 2003. A stock assessment of yellowtail snapper (*Ocyurus chrysurus*) in the Southeast United States. **Scientific Report, National Marine Fisheries Service and the Gulf of Mexico Fishery Management Council.** 188 p.
- Nelder, J. A. & Wedderburn, R. W. M., 1972. Generalized linear models. **Journal of the Royal Statistical Society**, 135: 370-384.
- Nishida, T. & Boot, A. J. 2001. Recent Approaches Using GIS in the Spatial Analysis of Fish Populations. Pp. 19-36. *In*: Kruse, G. H., Bez, N., Booth, A., Dorn, M.W. & Hills, S. (Eds.). **Spatial Processes and Management of Marine Populations.** Univ. of Alaska Sea Grant, Anchorage, 720 p.
- Nishida, T. & Miashita, K. 2000. Spatial dynamics of southern bluefin tuna (*Thunnus maccoyii*) recruitment. **Proceedings of First International Symposium on GIS in Fishery Science.** Seattle, 89-106.
- Nishida, T. & Chen, D. G. 2004. Incorporating spatial autocorrelation into the general linear model with an application to the yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) longline CPUE data. **Fisheries Research**, 70: 265-274.

- Nóbrega, M. F. & Lessa, R. P. 2007. Descrição e composição das capturas da frota pesqueira artesanal da região nordeste do Brasil. **Arquivos de Ciências do Mar**, 40(2): 64 – 74.
- Ortiz, M.; Legaut, C. M. & Ehrhardt, N. M., 2000. An alternative method for estimating bycatch from the U.S. shrimp trawl fishery in the Gulf of Mexico, 1972-1995. **Fisheries Bulletin**, 98: 583-599.
- Ortiz, M. & Arocha, F., 2004. Alternative error distribution models for standardization of catch rates of non-target species from a pelagic longline fishery: billfish species in the Venezuelan tuna longline fishery. **Fisheries Research**, 70: 275-294.
- Paiva, M. P. & Fontelles-Filho, A. A. 1995. Distribuição e abundância de alguns peixes bentônicos na área de Abrolhos (Brasil). **Arquivos de Ciências do Mar**, 29(1-2): 36-41.
- Petitgas, P. 1993. Geostatistics for the fish stock assessment: A review and an acoustic application. ICES Journal of Marine Science**, 50: 285-298.
- Punt, A. E., Walker, T. I., Taylor, B. I. & Pribac, F. 2000. Standardization of catch and effort data in a spatially-structured shark fishery. **Fisheries Research**, 45: 129-145.
- Punt, A. E., Smith, D. C., Thomson, R. B., Haddon, M., He, X. & Lile, J. 2001. Stock assessment of the blue grenadier *Macruronus novaezelandiae* resource off south-eastern Australia. **Marine and Freshwater Research**, 52: 701-717.
- Robson, D. S. 1966. Estimation of the relative fishing power of individual ships. **ICNAF Research Bulletin**, 3: 5-14.
- Ross, S. W., Ott, J. 2000. Development of a desktop GIS for estuarine resource evaluation with an example application for fishery habitat management. **Proceedings of First International Symposium on GIS in Fishery Science**, Seattle, 121-132 p.
- Rubec, P. J. & McMichael, R. H. 1996. Ecosystem management relating habitat to marine Fisheries in Florida. Pp. 113-145. *In*: Rubec, P. J. & O'Hop, J. (Eds.), **GIS applications for fisheries and coastal resources management**. Ocean Springs, Mississippi, 256 p.
- Rubec, P. J., Smith, G. S., Coyne, M. S., White, M., Monaco, M. E. & Ault, J. S. 2001. Spatial Modeling of Fish Habitat Suitability in Florida Estuaries. Pp. 1-18. *In*: Kruse, G. H., Bez, N., Booth, A., Dorn, M.W. & Hills, S. (Eds.). **Spatial Processes and Management of Marine Populations**. Univ. of Alaska Sea Grant, Anchorage, 720 p.
- Rubec, P. J., Christensen, J. D., Arnold, W. S., Norris, H., Steele, P. & Monaco, M. E. 1998b. GIS and modeling: Coupling habitats to Florida fisheries. **Journal Shellfish Research**: 17(5): 1451-1457.
- Seber, G. A. F & Wild, C. J. 2003. **Nonlinear Regression (Wiley Series in Probability and Statistics)**. Wiley-Interscience, New Jersey, 753 p.
- Simpson, J. J. 1992. Remote sensing and geographical information systems: Their past, present and future use in global marine fisheries. **Fisheries Oceanography**, 1: 238-280.
- Stefánsson, G., 1996. Analysis of groundfish survey abundance data: combining the GLM and delta approaches. **ICES Journal Marine Science**. 53, 577-588.
- SUDEPE. 1979. **Estatística da Pesca. Produção: 1971 a 1979**. Ministério da Agricultura. Brasília, 186 p.
- Venables, W. N & Dichmont, C. M. 2004. GLMs, GAMs and GLMMs: an overview of theory for applications in fisheries research. **Fisheries Research**, 70: 319-337.
- Xiao, Y. 2004. Use of individual types of fishing in analyzing catch and effort data by use of generalized linear model. **Fisheries Research**, 70: 311-318.

Received October 2008
 Accepted November 2008
 Published online February 2009