



BRASIL – MARZO 2015

A UTILIZAÇÃO DOS MODELOS ARIMA SAZONAIS NA AVALIAÇÃO DA ATIVIDADE PESQUEIRA: UM ESTUDO VOLTADO A SARDINHA BRASILEIRA

Félix Lélis da Silva

Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Pará– IFPA-Castanhal

e-mail: lixlellis@yahoo.com.br

Jéssica Rodrigues da Silva

Graduanda em Tecnologia em Aquicultura – IFPA-Castanhal

e-mail: jessicarodrigues.aqui@yahoo.com.br

Lorena Karoline Serra da Costa

Graduanda em Tecnologia em Aquicultura – IFPA-Castanhal

e-mail: lorenacosta.aqui@gmail.com

RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo realizar uma avaliação e abordagem preditiva para a pesca extrativa de sardinha verdadeira "*Sardinella brasiliensis*" no Brasil, por meio de modelos de séries temporais da classe Sazonal ARIMA. Chamando a atenção para a queda de rendimento da espécie ao longo de 20 anos, período entre 1964 a 2010. Estudos indicam que o declínio da espécie ocorre por vários fatores, entre eles, oceanógrafos, alterações climáticas e pressões humanas de sobrepesca. Os modelos propostos neste trabalho demonstram ser significativos a 1% de probabilidade e, portanto, são adequados para explicar a dinâmica da produção da espécie. Entre os modelos ajustados, SARIMA (2,1,2) (1,1,1)¹², foi o mais significativo e mais otimista sobre a recuperação e melhoria da produção. Os resultados das previsões de todos os modelos indicam a necessidade de políticas de controle e de monitoramento da pesca da espécie, o que irá favorecer a renovação da biomassa e coleta.

Palavras-Chave: Produção, pescado, sobrepesca, estimação, declínio.

ABSTRACT

The present work aims to conduct an assessment and predictive approach to extractive fishing sardines true "*Sardinella brasiliensis*" in Brazil, through time series models of Seasonal ARIMA class. Calling attention to the yield decline of the species over 20 years period from 1964 to 2010. Studies indicate that the decline of the species occurs by various factors, including, oceanographers, climate change and human pressures of overfishing. The models proposed in this work are shown to be significant at 1% probability and therefore are suitable for production explain the dynamics of the species. Among the adjusted models, SARIMA (2,1,2) (1,1,1)¹², was the most significant and more optimistic about the recovery and improvement of production. The forecast results of all models indicate the need for control policies and monitoring of fishing of the species, which will favor the renewal of biomass and collecting.

Key words: Production, fish, overfishing, estimation, declining.

1. INTRODUÇÃO

Direta ou indiretamente cerca de mais de 500 milhões de pessoas no mundo dependem da pesca e da aquicultura para a sua subsistência, pois além de fortalecer a segurança alimentar de aproximadamente três milhões de pessoas, é pauta das exportações internacionais em cerca de 37% da produção (FAO, 2009). Este setor produtivo encontra-se sob fortes ameaças advindas da superexploração e de impactos relacionados às alterações climáticas (FAO, 2011). A atividade aquícola relacionada à pesca de captura selvagem apresenta elevada vulnerabilidade comparada com outros sistemas de produção de alimentos em suas ligações e respostas ao processo de exploração, as mudanças climáticas e nos resultados de segurança alimentar (FAO, 2008).

Segundo IPCC (2001), a vulnerabilidade de um sistema natural em relação aos impactos advindos das mudanças climáticas, envolve três fatores: (i) a exposição de um sistema para riscos climáticos, (ii) a sensibilidade do sistema para mudar, ou o grau com que o sistema pode ser afectado (positiva ou negativamente) por tais impactos, e (iii) a capacidade de adaptação, que inclui a capacidade de ajustar o sistema para as suas práticas, processos ou estruturas para compensar ou tomar proveito de todas as alterações resultantes. Nesta lógica, o modelo aplicado ao setor da pesca e aquicultura segundo a FAO (2007) é expresso pela Figura 1.

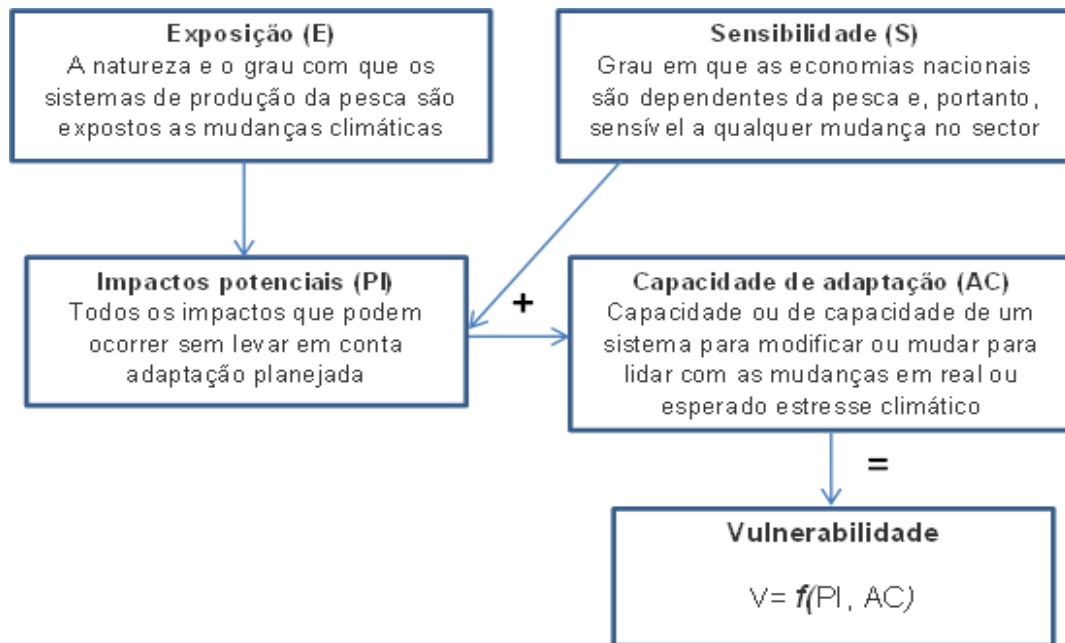


Figura 1: Modelo para a compreensão da vulnerabilidade da pesca e da aquicultura
Fonte: Adaptado da FAO/2011.

As mudanças ocorridas nos ecossistemas marinhos têm sido alvo de inúmeras investigações científicas, com atenção sendo voltada a gestão dos recursos pesqueiros e as mudanças ocorridas nos ecossistemas influenciadas pela sobrepesca e pela dinâmica natural das espécies (KOUTROUMANIDIS *et al.*, 2006; ZHANG *et al.*, 2009; WISE, MURTA, CARVALHO, MESQUITA; 2012).

A partir das preocupações crescentes sobre a necessidade de estratégias de gestão da pesca torna-se necessário melhor compreender o setor, de modo a entender os cenários atuais e futuro da pesca e sua sustentabilidade. Sobre este contexto a (FAO, 1999) estabelece orientações técnicas voltadas à pesca responsável, onde define a necessidade de estruturação de indicadores que abranjam as dimensões ecológicas, econômicas, governamentais e sociais, permitindo assim, avaliar e monitorar a pesca marinha com base em projeções voltadas ao futuro do potencial de captura, em prol do desenvolvimento sustentável.

As políticas de gestão da pesca segundo Kim, Zhang (2011) podem ser avaliadas a partir de indicadores estruturados com base na combinação de alguns critérios, dentre eles: produção econômica, condição de negócio de pesca, níveis de renda, condição do mercado, níveis gerados de emprego e volume de produção.

1.1. A Sardinha Verdadeira ou *Sardinella brasiliensis* (Steindachner, 1879)

A sardinha-verdadeira, *Sardinella brasiliensis* (STEINDACHNER, 1879), é endêmica da costa brasileira, apresenta dinâmica populacional estreitamente relacionada a processos oceanográficos (MATSUURA, 1997, 1998; TOURRE *et al.*, 2007). A ocorrência da espécie distribui-se desde o cabo de São Tomé (latitude 22°S – Rio de Janeiro) até o cabo de Santa Marta (latitude 29°S - Santa Catarina) (VALENTIN e CARDOSO, 1991). A espécie destaca-se como o mais importante recurso pesqueiro marinho do Brasil (PAIVA e MOTTA, 1999).

No entanto, a sobrepesca associada às oscilações na dinâmica populacional devido a variações oceanográficas, meteorológicas e ambientais de difícil previsão, vem alterando o processo de captura da espécie (STERGIOU, CHRISTOU, PETRAKIS (1997); DALLAGNOLO *et al.*, 2010), pois influencia o deslocamento dos cardumes, dificultando o recrutamento à pesca (MATSUURA, 1999).

Vale ressaltar que a redução do pescado oriundo de pesca extrativa sofre grande influência da exploração ocorrida em propriedade comum e de livre acesso, pois nestes locais há pouca preocupação voltada ao uso racional do recurso natural. A falta de gestão e fiscalização faz surgir uma pressão predatória sobre os recursos, que tende a conduzir as espécies exploradas ao esgotamento, pois a função de produção não assume que o volume explorado seja exatamente compensado pela taxa de crescimento natural da biomassa. A tendência deste processo é dizimar as espécies de maior valor econômico existentes, o que se pode definir de “*The tragedy of the commons*” a tragédia dos comuns (HARDIN, 1968).

A “tragédia dos comuns” termo usado com objetivo de chamar a atenção para o crescimento populacional e suas consequências trágicas ao uso dos recursos naturais de uso comum, caracterizado por apresentar um consumo-excludente, uma vez que, apresenta livre acesso ao seu uso, seja por consumidores ou produtores (DINIZ e ARRAES, 2001). Vale enfatizar que exploração de determinado recurso a partir do ponto máximo de exploração, tende a conduzi-lo ao declínio, pois a partir deste ponto, é observado que sua capacidade de renovação é inferior a carga de exploração (Figura 2).

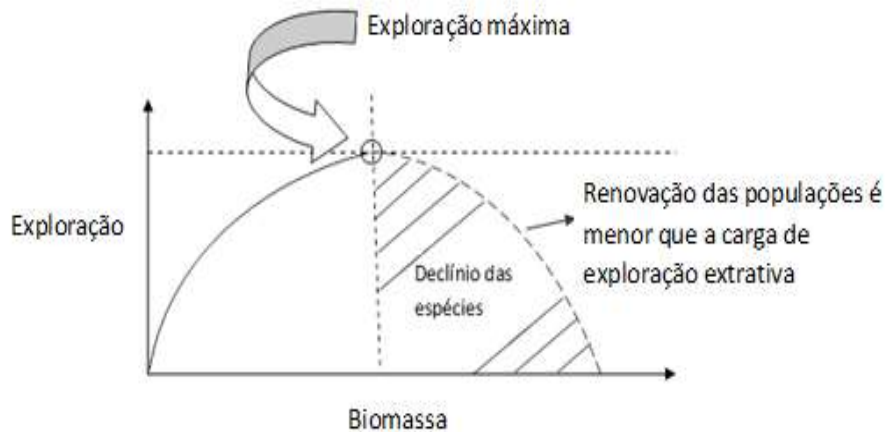


Figura 2: Comportamento da função de rendimento sustentável a partir da exploração dos recursos naturais

Neste contexto, o presente estudo tem como objetivo compreender a redução do volume pescado de sardinha verdadeira no decorrer de 1964 a 2010, a partir de análises baseada em estimativas resultantes de modelos da classe de Box e Jenkins.

2. MATERIAIS E MÉTODOS

2.1. Coleta de Dados

Os dados de produção constantes neste trabalho fazem parte da agregação de informações a partir de relatórios técnicos do Instituto Brasileiro de Meio Ambiente - IBAMA, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento - MAPA e Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura - FAO sobre a produção pesqueira da sardinha verdadeira na costa brasileira desde 1964 a 2010. Para ajuste e previsões através dos modelos de Box e Jenkins foi utilizada a Planilha Eletrônica Excel® e o Software Minitab 14.

2.2. Modelos de Séries Temporais Box e Jenkins

Uma série temporal é uma coleção de observações feitas sequencialmente sobre uma variável de interesse ao longo do tempo. As características mais importantes deste tipo de dados é que as observações vizinhas são dependentes e o interesse está em analisar e modelar esta dependência no tempo. Box e Jenkins (1978) propuseram um

método para a identificação do modelo de uma série temporal, classificado de ARIMA (MORETTIN e TOLOI, 2004). O método consiste na busca de um modelo ARIMA (Autoregressive Integrate Moving Average) que represente o processo estocástico gerador da série temporal, a partir de um modelo linear ARMA (ROJAS *et al.*, 2008), aplicável na descrição de séries temporais estacionárias, estendendo esse conceito para séries temporais não estacionárias.

2.2.3. Modelos de Média Móvel

Segundo Morettin e Toloi (2004). O modelo MA(q) pode ser escrito por:

$$\tilde{Z} = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) a_t = \Theta(B) a_t \quad (1)$$

Cujo, Operador Média Móvel $\Theta(B)$ é definido da seguinte forma:

$$\Theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \quad (2)$$

2.2.4. Modelos Auto-Regressivos – AR(p)

O modelo AR(p) é descrito por:

$$\Phi(B) \tilde{Z}_t = a_t \quad (3)$$

Onde $\Phi(B)$ é o operador Auto-Regressivo: $\Phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$
e B é o operador translação para o passado:

$$B Z_t = Z_{t-1} \Rightarrow B^m Z_t = Z_{t-m} \quad (4)$$

2.2.5. Modelos Mistos – ARMA(p,q)

O modelo ARMA(p,q) pode ser escrito por:

$$\Phi(B) \tilde{Z}_t = \Theta(B) a_t \quad (5)$$

2.2.6. Modelo Misto – ARIMA(p,d,q)

O modelo ARIMA(p,d,q) pode ser escrito por:

$$W_t = Z_t - Z_{t-1} = (1 - B) Z_t = \Delta Z_t$$

(6)

Com o operador diferença na busca de tornar a série estacionária dada por:

$$\Phi(B)\Delta^d Z_t = \theta(B)a_t \quad (7)$$

Com;

$\Phi(B)$ é o parâmetro auto-regressivo;

$\theta(B)$ é o parâmetro média móvel;

Δ^d corresponde ao operador diferença sazonal com **d** diferenças;

a_t é variável aleatória Independente e Identicamente Distribuído (iid) com média zero e variância σ^2 .

2.2.7. Modelo Sazonal - SARIMA (p,d,q) (P,D,Q)^S

Para séries não estacionárias no tempo, os modelos usuais ARIMA não são eficientes para reconhecer o padrão gerador da série, nestes casos, para séries com padrões sazonais é recomendável à aplicação de modelos Sazonais ARIMA ou simplesmente Modelos SARIMA. (FADHILAH; IBRAHIM, 2012). Descritos da seguinte forma:

$$\begin{aligned} & (1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)(1 - \theta_1 B^S - \theta_2 B^{2S} - \dots - \theta_p B^{pS})(1 - B)^d (1 - \theta^s)^D z_t \\ & = \alpha + (1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \dots - \Phi_p B^q)(1 - \Theta_1 B^S - \Theta_2 B^{2S} - \dots - \Theta_Q B^{Qs})\varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

Onde;

$(1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$ e $(1 - \theta_1 B^S - \theta_2 B^{2S} - \dots - \theta_p B^{pS})$ corresponde a estrutura auto-regressiva de ordem “*p*” e sazonal auto-regressiva de ordem “*P*” respectivamente;

$(1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \dots - \Phi_p B^q)$ e $(1 - \Theta_1 B^S - \Theta_2 B^{2S} - \dots - \Theta_Q B^{Qs})$ definem a estrutura média móvel e ordem “*q*” e sazonal média móvel de ordem “*Q*” respectivamente;

$(1 - B)^d$ é a diferença polinomial de ordem *d* e $(1 - \theta^s)^D$ é a diferença polinomial

sazonal de ordem D ;

“ s ” o período representativo da sazonalidade da série em estudo e α a constante do modelo.

2.3. Testes de confiabilidade e Adequação dos resíduos

Para avaliar a adequação dos modelos foram utilizadas as seguintes estatísticas de teste: Estatística Q de Ljung Box, Erro Quadrático Médio (EQM) e P-value. A estatística Q de Box-Ljung foi utilizada para tornar a série de dados estacionária e para testar a hipótese de não autocorrelação dos resíduos.

$$Q = n(n+2) \sum_{j=1}^L \frac{\hat{\rho}_j^2}{(N-j)} \quad (9)$$

Onde n = tamanho da amostra, L = número de autocorrelação defasadas a serem testadas, e $\hat{\rho}_j^2$ é o quadrado da autocorrelação amostral de período “lag” j .

Sob a hipótese nula de ausência de correlação serial, a estatística Q Ljung Box é assintoticamente distribuída e aproxima-se da distribuição Qui-quadrado com m graus de liberdade. Se *P-value* do teste Q for superior ao nível de significância α , a hipótese $H_0 = \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_n = 0$ deve ser rejeitada.

$$EQM = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \quad (10)$$

O erro médio quadrático de um estimador não viciado e equivale à sua variância. O EQM é definido como a variância do estimador mais o quadrado do seu viés, é uma medida de grande importância na avaliação de ajuste de modelos, visto que, mensura o erro de previsão.

3. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Desde 1964 foi observada uma crescente produção de sardinha verdadeira no Brasil, acentuada a partir de 1967 devido à influência de elevados investimentos e subsídios fiscais do governo. As políticas de incentivos e investimentos no setor viabilizaram a estruturação de um parque industrial para o processamento da produção.

Após 1967 pesadas cargas de coleta da sardinha foi notificada até 1973, fato que conduziu a partir de então, a produção da atividade pesqueira da espécie a constantes períodos de sazonalidades, motivada pela redução dos estoques devido a problemas relacionados à sobrepesca, a qual ultrapassou a capacidade de suporte dos ecossistemas (VASCONCELOS *et al.*, 2007). A pesca excessiva foi além da capacidade de renovação da biomassa da espécie, que associado a questões oceanográficas e climáticas, fez reduzir as coletas da espécie no ano de 2000, sendo registradas apenas 17.053 toneladas (Figura 3A).

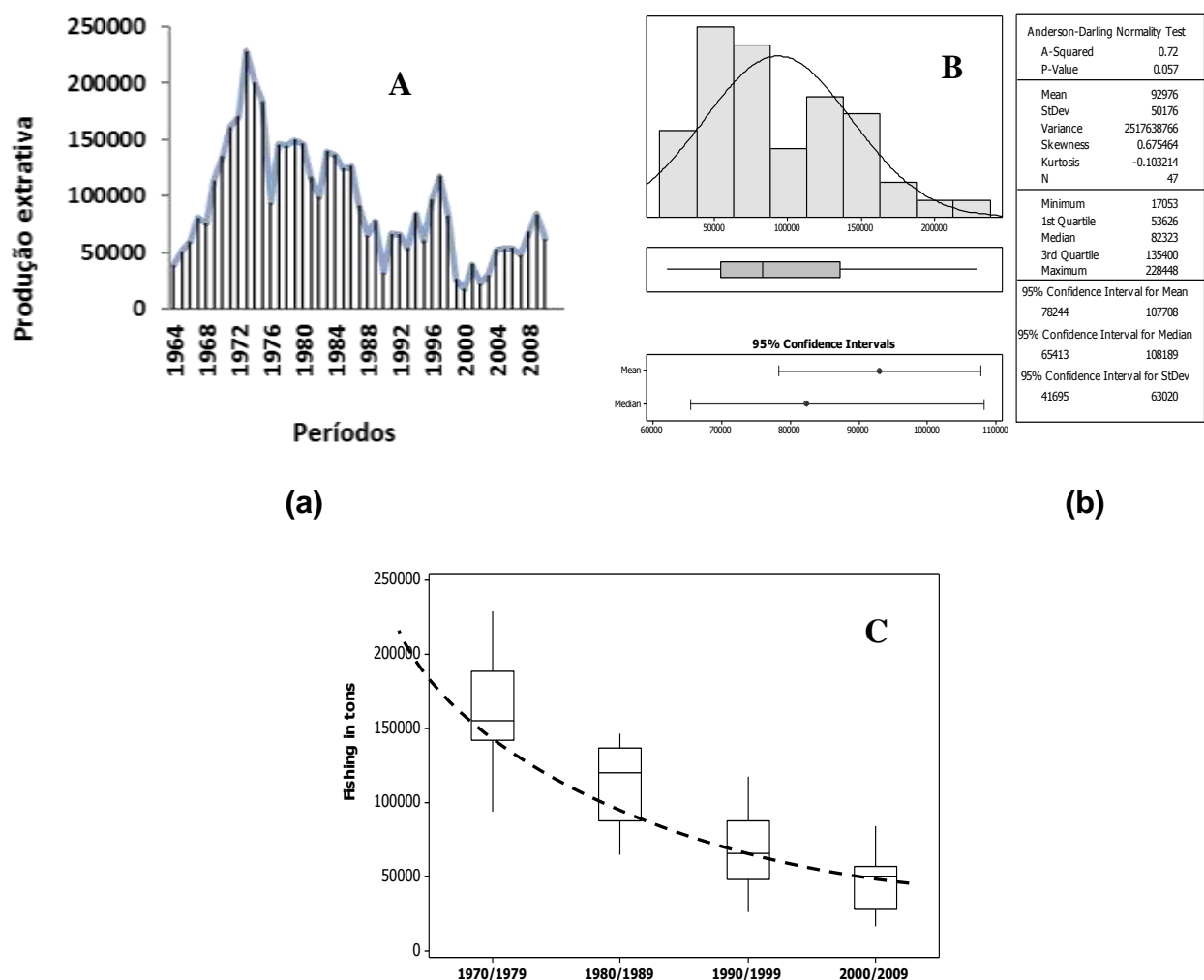


Figura 3: (A) Série representativa (B) Resumo estatístico e (C) Comportamento temporal (10 em 10 anos) para a pesca extrativa da sardinha no Brasil entre 1964 a 2010.

Para o período da produção analisado neste trabalho foi identificado que o Brasil apresenta uma produção média anual em torno de 92.976 mil toneladas, tendo 25% dos

períodos de menores produções abaixo 53.626 mil toneladas, enquanto que 25% de maiores coletas foram superiores a 135.400 mil toneladas do pescado, com máxima produção sendo observada no ano de 1973, momento auge dos investimentos governamentais gerados no setor.

Para ajuste dos modelos não houve a necessidade de transformações na base de dados, visto que a mesma, não apresentou problema de falta de normalidade via teste de Anderson-Darling ($P\text{-valor}=0,057$) (Figura 3B).

Nos últimos 40 anos se observou um declínio nas taxas de desembarque da sardinha no Brasil (Figura 3C), as variações na taxa de captura foram influenciadas durante as quatro décadas por fortes flutuações do tamanho do estoque desovante e pelo crescimento do esforço advindo da frota pesqueira que elevou o recrutamento da espécie, o tamanho dos estoques e direcionou o desembarque da espécie ao declínio em longo prazo (CERGOLE, 1995; WONGTSCHOWSKI *et al.*, 1995).

Por outro lado, a espécie é fortemente influenciada por oscilações em determinados parâmetros ambientais. O colapso ocorrido no ano de 2000 no volume total desembarcado foi resultado da tendência declinante na coleta observada nos estados maiores produtores, entre eles; Rio de Janeiro, São Paulo e Santa Catarina (IBAMA, 2009).

Segundo (NEIVA, 1990) a sardinha brasileira em 1980 foi responsável por liderar a lista dos produtos pesqueiros mais produtivos, chegando a representar 47% da produção total observada, concentrada nos estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Santa Catarina.

Apesar da política de gestão da espécie existente no Brasil, visando favorecer a reprodução, o processo de produção apresentou considerável declínio no volume coletado ao longo dos 40 anos, principalmente observado a partir de 1972 e acentuado em 2000, período de menor volume capturado. Este fato é explicado pela dinâmica na formação dos cardumes, melhoria na qualidade dos equipamentos, eficiência ao tempo de pesca e pela sobrepesca da espécie, a qual é favorecida em parte, pela elevação da capacidade, tecnologias adotadas e aumento no número de embarcações. No entanto, Dallagnolo *et al.*, (2010) afirma que apesar da redução considerável da frota traineira com permissão a atividade na região Sul e Sudeste entre 1990 e 2000, fato que reduziu a pressão de pesca, não foi significativo para impactar positivamente a recuperação do estoque da espécie.

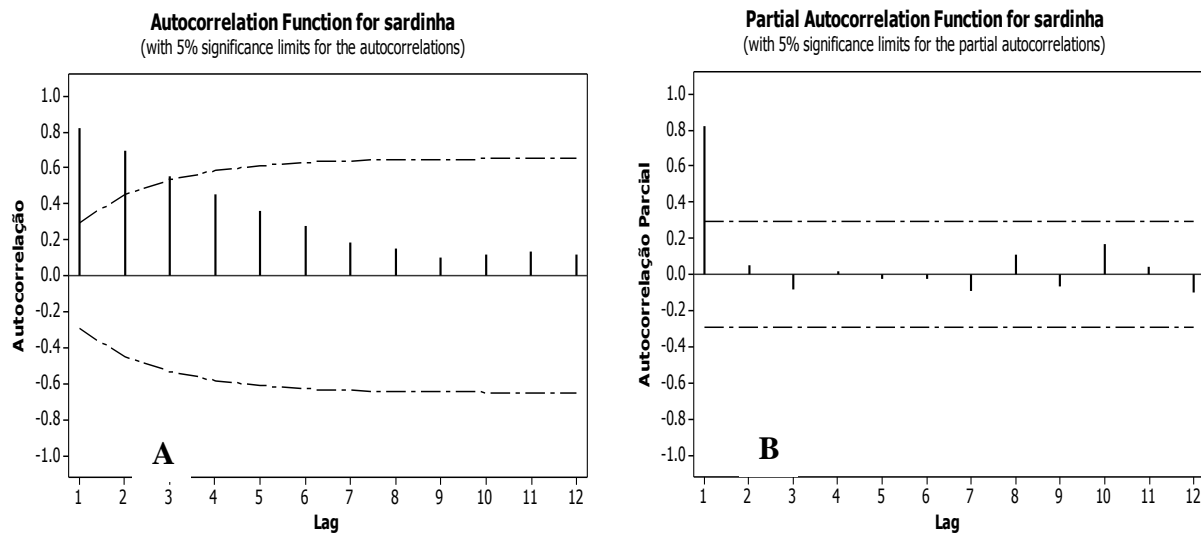


Figura 4: (a) Função de autocorrelação e (b) Função de autocorrelação parcial da série da pesca extrativa da Sardinha-Verdadeira no Brasil entre 1964 a 2010.

A partir das funções de autocorrelações (FAC) e autocorrelações parciais (FACP), Figuras (4A e 4B) para a série foi observado queda dos “lags” de forma infinita em extensão, e decaimento de acordo com exponenciais, após o “lags” (q-p), comportamento característico de modelos auto-regressivos médias móveis (ARMA). Para significância dos parâmetros dos modelos foi utilizado o nível de significância “*P-value*” em comparação ao nível alfa de 1%. A não presença de correlação dos resíduos foi avaliada via estatística Q de Ljung-Box (ver Tabela 1).

Tabela 1: Resumo dos modelos ARIMA, ajuste via EQM e análise dos resíduos através da estatística Q de Ljung-Box - (*) parâmetros significativos a 5%, (**) parâmetros significativos a 1% e (ns) parâmetros não significativos.

Modelos	Coefficientes	P-Valor	Coefficientes	P-Valor
	Φ		θ	
AR(1)	0,9691	0,000**	-	-
MA(1)	-0,7879	0,000**	-	-
ARMA(1,1)	0,8331	0,000**	0,0986	0,526 ^{ns}
ARIMA(1,1,1)	0,8331	0,000**	0,9601	0,000**

Teste Q de Ljung-Box				
AR(1)			MA(1)	
Lags	Qui-quadrado	P-valor	Lags	Qui-quadrado
12	7.5	0.75	12	56.4
24	17.8	0.766	24	70.5
36	23.2	0.936	36	96.2
48	-	-	48	-

ARMA(1,1)			ARMA(1,1,1)	
Lags	Chi-Square	P-value	Lags	Chi-Square
12	6.9	0.738	12	6.1
24	18.5	0.676	24	15.5
36	24.6	0.88	36	22.1
48	-	-	48	-

Dentre os ajustes realizados, o modelo ARMA (1,1) (Figura 6A) não apresentou significância quanto à parte auto-regressiva, sendo este não tão confiável para analisar o processo de pesca da sardinha brasileira. No entanto os modelos AR(1), MA(1) e ARIMA (1,1,1), estes apresentaram significância a 1% de probabilidade, sendo, portanto, aceitáveis para projetar e analisar a dinâmica da série representativa da pesca extrativa da sardinha brasileira. As projeções via modelos AR(1) e MA(1) não são tão otimistas quanto as projeções futuras para a pesca extrativa da sardinha brasileira a curto, médio e longo prazo (Figuras 5A e 5B), pois apresentaram elevada variabilidade ($EQM_{AR(1)}=801268378$; $EQM_{MA(1)}= 4290534733$).

A partir da primeira diferença foi obtida a série estacionária e o modelo (ARIMA (1,1,1)) apresentou menor variabilidade ($S^2_{ARIMA(1,1,1)}= 794798501$), e portanto demonstra ser o mais otimista quanto ao futuro da pesca da espécie (Figura 6B).

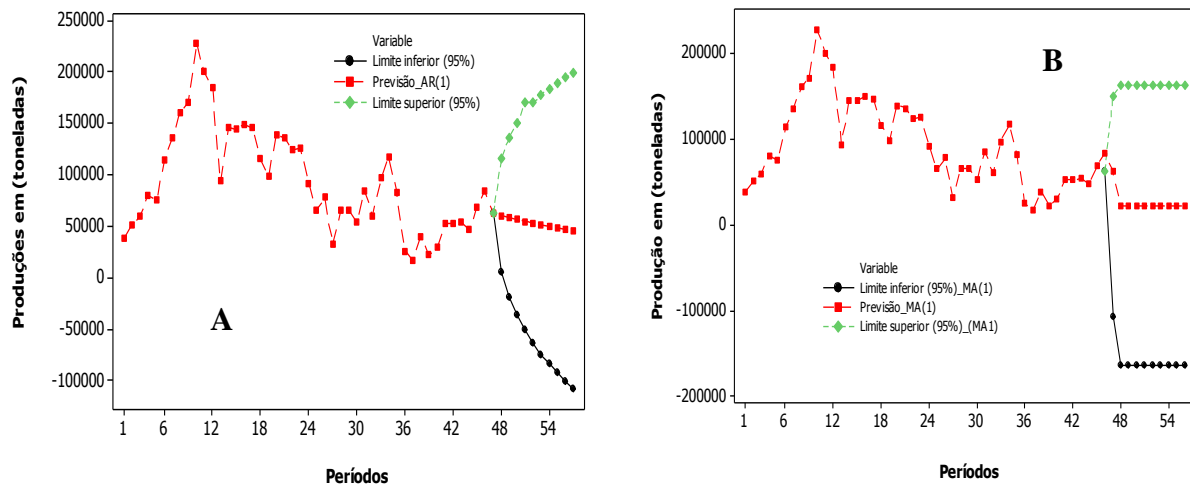


Figura 5 (A) Previsão a partir do modelo (AR-1) e (B) Previsão por ajustamento de modelo (ARMA-1,1), série de produção da sardinha no Brasil, 1964 a 2010.

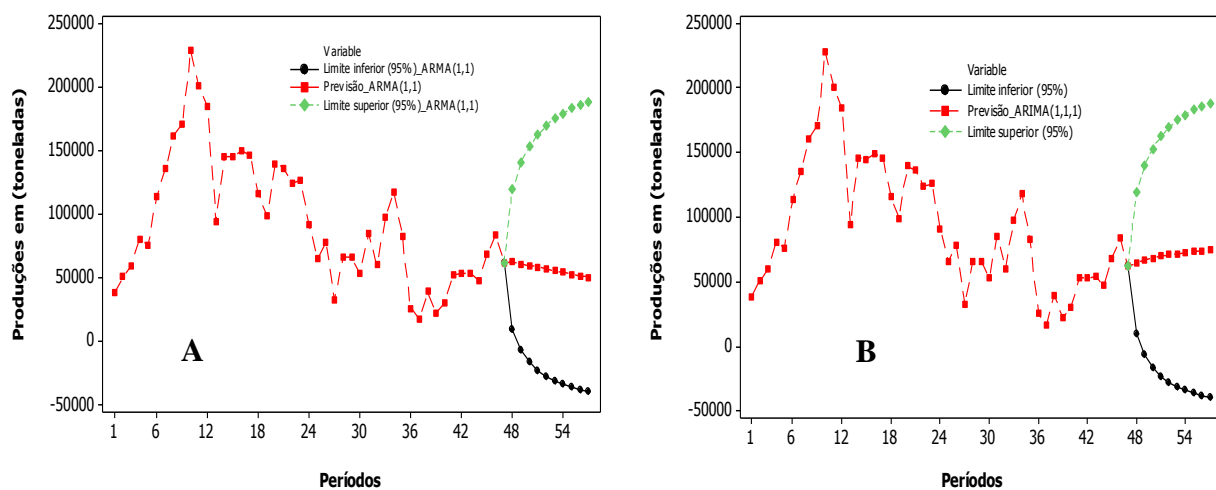


Figura 6 (A) Previsão a partir do modelo (ARMA-1,1) e (B) Previsão por ajustamento de modelo (ARIMA-1,1,1), série de produção da sardinha no Brasil, 1964 a 2010.

Apesar dos ajustes observados para os modelos ARIMA (Tabela 1), estes não levaram em consideração os efeitos temporais de sazonalidade, o que pode gerar viés de estimativas, comprometendo tomadas de decisões por parte de gestores da pesca. Neste sentido, tornou-se necessário ajustar modelos mais eficientes em relação à capacidade de capturar os efeitos da sazonalidade presente, corrigindo o padrão tendencioso existente na série de dados.

A sazonalidade estocástica presente na série segundo Paiva e Motta (2000), ocorre devido à espécie apresentar cardumes com forte característica migratória, que associado ao aumento ou redução da frota pesqueira tende a ocasionar a redução ou elevação do

esforço de pesca, fato que intensifica os efeitos da sazonalidade (LLORET et. al, 2000; PRISTA et. al., 2011). Objetivando capturar os efeitos da sazonalidade estocástica, foram ajustados modelos ARIMA Sazonais com defasagens de 6 e 12 períodos (Tabela 2).

Tabela 2: Resumo dos modelos ARIMA, ajuste via EQM e análise dos resíduos através da estatística Q deLjung-Box.(*) parâmetros significativos a 5%, (**) parâmetros significativos a 1% e (ns) parâmetros não significativos.

SARIMA(2,1,2)(1,1,1) ¹²					
Parâmetros	Coeficientes	SE Coef.	t-Stat	P-Value	EQM
AR(1)	0,2942	0,0326	-40,35	0,094	3.93e ⁸
AR(2)	-0,8428	0,039	-25,65	0	
SAR(12)	-0,6902	0,1593	-3,94	0	
MA (1)	0,6571	0,1459	-8,22	0,001	
MA(2)	-0,8646	0,1541	-5,95	0	
SMA(12)	0,66	0,1663	4,48	0,009	
SARIMA(2,0,2)(1,1,1) ⁶					
Modelos	Coeficientes	SE Coef.	t-Stat	P-Value	EQM
AR(1)	16,383	0,3344	4,9	0	6.82e ⁸
AR(2)	-0,6825	0,3157	-2,16	0,038	
SAR(6)	-0,5177	0,1885	-2,75	0,009	
MA (1)	0,9881	0,3164	3,12	0,004	
MA(2)	-0,456	0,1619	-2,82	0,008	
SMA(6)	0,8367	0,1806	4,63	0	
Teste Q de Ljung-Box					
Períodos	SARIMA(2,0,2)(1,1,1) ⁶		SARIMA(2,1,2)(1,1,1) ¹²		
	Chi-Square	P-value	Chi-Square	P-value	
12	12	0,062	11,6	0,071	
24	24,2	0,147	26,3	0,093	
36	29,9	0,473	-	-	
48	-	-	-	-	

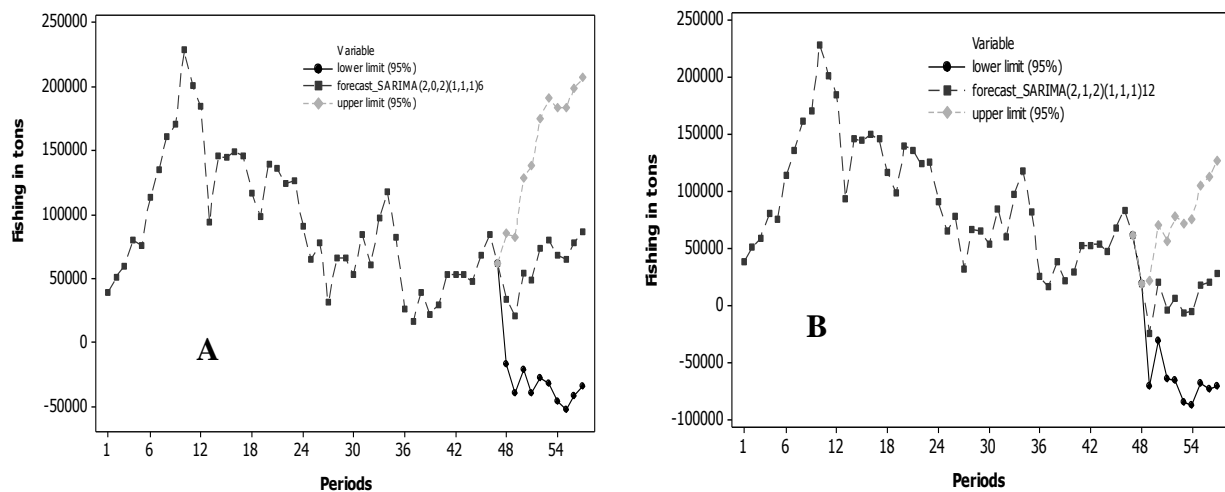


Figura 6 (A) Previsão a partir do modelo (SAARMA-2,1,2)(1,1,1)6 e (B) Previsão por ajustamento de modelo SAARIMA (2,1,2)(1,1,1)12, série de pesca extrativa da sardinha no Brasil entre 1964 a 2010.

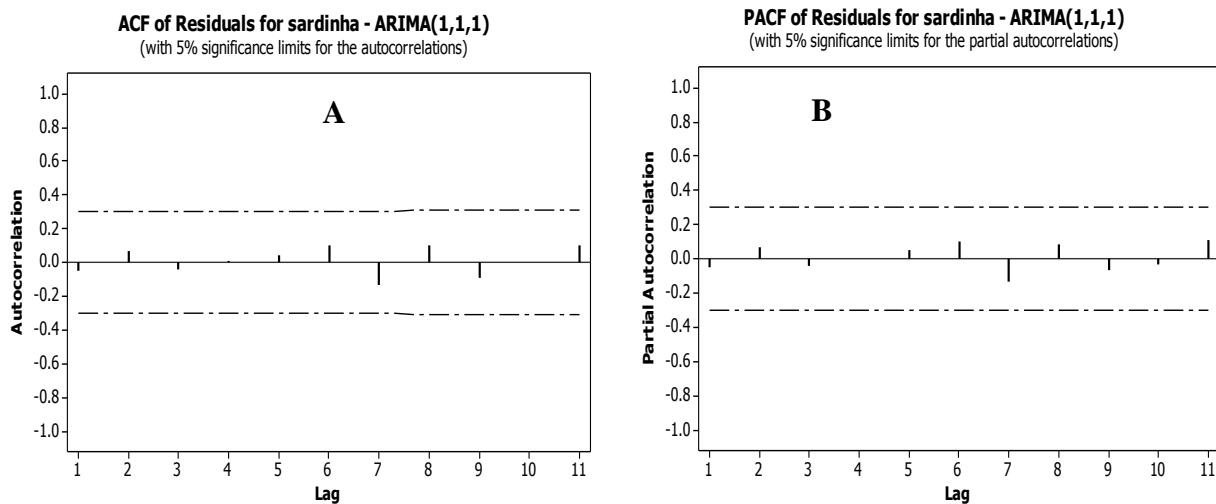


Figura 7 (A) Função de autocorrelação e (B) Função de autocorrelação parcial dos resíduos do modelo ARIMA (1,1,1) ajustado para explicar a pesca extrativa da Sardinha-Verdadeira no Brasil entre 1964 a 2010.

Os parâmetros (p , q) do modelo ARIMA foram identificados e estimados a partir das séries estacionárias. A Função de autocorrelação e autocorrelação parcial FAC e FACP dos resíduos (Figura 7) indicam "bom ajuste" do modelo ARIMA. A avaliação dos modelos quanto à especificação ocorreu a partir do teste da autocorrelação residual (ACR) e análise do erro quadrático Médio (EQM). Os resultados permitem inferir que o modelo **ARIMA(1,1,1)** apresenta boa capacidade de explicar o padrão gerador da série representativa da pesca da sardinha verdadeira na costa brasileira.

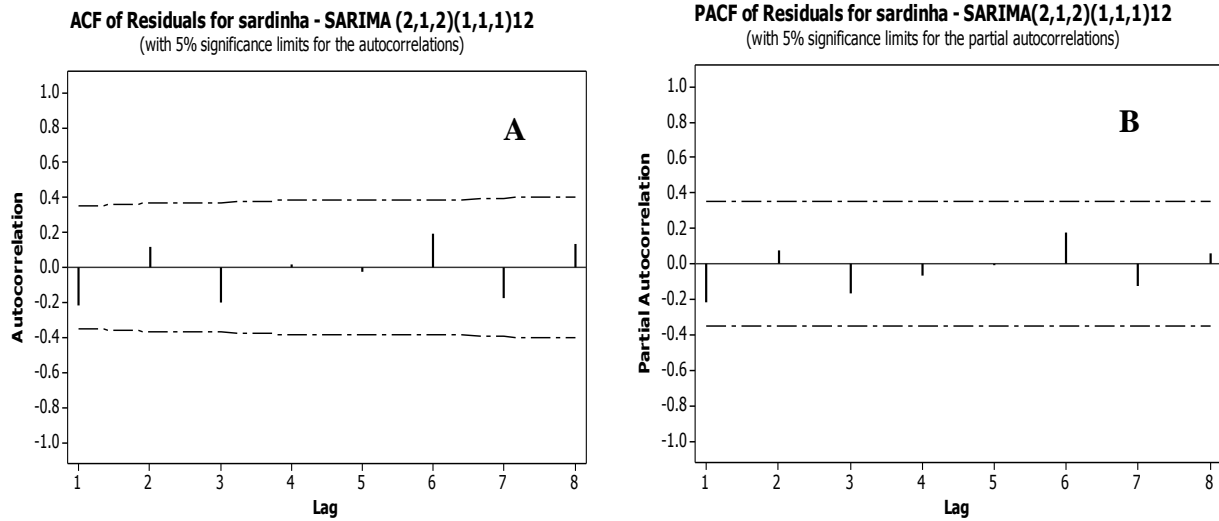


Figura 8 (A) Função de autocorrelação e (B) Função de autocorrelação parcial dos resíduos do modelo ARIMA Sazonal (2,1,2)(1,1,1)₁₂ ajustado para explicar a pesca extrativa da Sardinha-Verdadeira no Brasil entre 1964 a 2010.

Os parâmetros (p, q, P e Q) dos modelos ARIMA sazonais foram identificados e estimados a partir das séries estacionárias, segundo a metodologia Box e Jenkins. A FAC e FACP dos resíduos para os modelos ajustados e apresentados na Figura 8A e 8B respectivamente indicam "bomajuste" dos modelos SARIMA. A avaliação dos modelos quanto à especificação ocorreu a partir do teste da autocorrelaçãoresidual (ACR) e análise do erro quadrático Médio (EQM).

Os resultados permitem inferir que o modelo **SARIMA(2,1,2)(1,1,1)¹²** com ajuste sazonal de doze períodos mensais, o que corresponde a um ano de coleta, foi o mais robusto, e portanto, apresenta a maior capacidade de explicar o padrão gerador da série representativa da pesca da sardinha verdadeira na costa brasileira, assim como, gerar projeções futuras mais eficazes voltadas a políticas de gestão da atividade.

AFAC e FACP dos resíduos são apresentados na Figura 8, indicam significativo ajuste do modelo. Portanto, o modelo ARIMA e ARIMA Sazonal resultante para os dados de pesca extrativa da Sardinha-Verdadeira no Brasil foram (Equação 11 e 12) respectivamente:

$$\Phi(B)\Delta^d Z_t = \theta(B)a_t$$

$$(1 - 0.8331B)\Delta^1 Z_t = (1 - 0.9691B)a_t \quad (11)$$

$$(1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)(1 - \theta_1 B^S - \theta_2 B^{2S} - \dots - \theta_p B^{Ps})(1 - B)^d (1 - \theta^s)^D z_t$$

$$(1 - 0.6571 B^1 + 0.8646 B^2)(1 - 0.2942 B^S + 0.8428 B^{2S})(1 - B)^d (1 - 0.6600^s)^D z_t \quad (12)$$

4. CONCLUSÕES

Apesar do modelo ARIMA (1,1,1), apresentar ajuste com baixa variabilidade total, o mesmo não captura as informações referentes a dependência temporal intrínseca a atividade. Neste caso, o modelo ARIMA sazonal (2,1,2) (1,1,1)¹² ajustado para a série apresenta maior robustez, sendo assim mais eficiente nas previsões voltadas a monitorar a pesca da sardinha na costa do Brasil.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Devido à existência de vários fatores que podem mudar todo o contexto da coleta extrativa da espécie, torna-se necessário maior processo de fiscalização e controle da atividade, evitando excessos e respeitando as leis vigentes quanto ao período de defeso da espécie.

Apesar das limitações definidas a partir das jurisdições nacionais e por legislações marítimas internacionais de 1995, os recursos pesqueiros são considerados bens comuns à medida que os oceanos são considerados propriedades de livre acesso. No entanto, através do acordo das Nações Unidas para aplicação das disposições da Convenção das Nações Unidas sobre o direito do Mar de 1982, o qual visou promover a gestão eficaz e conservação e gestão dos recursos de alto mar, que focada no uso sustentável em longo prazo estabeleceu normas internacionais mínimas para conservação e gestão das populações de peixes transzonais e com dinâmica altamente migratória (ONU, 2012).

Para Paes e Moraes (2007), a compreensão da área de ocorrência da espécie e sua dinâmica podem favorecer o entendimento dos fatores que levam a variabilidade ambiental na Plataforma Continental Sudeste Brasileira (PCSE). De forma análoga, entender as relações entre o volume pescado da sardinha verdadeira "*Sardinella brasiliensis*" e seu crescimento ou declínio no tempo é fundamental para subsidiar políticas voltadas ao manejo, conhecimento e compreensão dos fatores que interferem na

dinâmica populacional, além de permitir o gerenciamento da pesca sustentável, a partir do uso comum dos oceanos, garantindo assim coletas futuras.

Neste contexto, o declínio dos estoques de alimentos atrelada a sua crescente demanda, motivada pelo crescimento exponencial das populações, surge como um dos principais problemas a ser enfrentado neste século. Desta forma, será necessário cada vez mais, conciliar o processo de desenvolvimento sustentável para a cadeia aquícola, atrelado a políticas públicas específicas para a pesca, seja marítima ou continental, seja industrial e ou artesanal. De modo, a observar a real necessidade de compatibilizar o crescimento econômico da atividade pesqueira, aos princípios éticos que norteiam a sustentabilidade, levando em consideração as dimensões sociais, econômicas e ambientais, salvaguardando o bem comum.

6. REFERÊNCIAS

- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. *Time series analysis forecasting and control*. San Francisco: Holden- Day, 1976.
- CERGOLE, M. C. Stock assessment of the Brazilian sardine, *Sardinella brasiliensis*, of the southern coast of Brazil. *Scientia Marina*, v.59 (3-4): p.597-610. 1995.
- DALLAGNOLO, R.; SCHWINGEL, P. R. & PEREZ, J. A. A. Estimativa de Produção anual de Sardinha-Verdadeira (*Sardinella Brasiliensis*) em Santa Catarina: Um modelo de projeção de capturas a partir dos padrões mensais de desembarque no estado. *Braz. J. Aquat. Sci. Technol.* 14(2): 95-104. 95. 2010.
- DINIZ, M. B. e ARRAES, R. A. Tragédia dos comuns e o exemplo da pesca da lagosta: abordagens teóricas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, Salvador. Anais. Salvador: ABEPRO, 2001.
- FADHILAH, Y., IBRAHIM, L. K. Modeling Monthly Rainfall Time Series Using ETS State Space and SARIMA Models. *International Journal of Current Research*. v.4, ed.09: p195-200, 2012.
- FAO. *Building adaptive capacity to climate change.Policies to sustain livelihoods and fisheries*. New Directions in Fisheries – A Series of Policy Briefs on Development Issues. n. 08. Rome. 2007. Disponível em <<ftp://ftp.fao.org/docrep/fao/010/a1115e/a1115e00.pdf>>. Acesso em 04 de julho 2013.
- FAO. Indicators for sustainable development of marine capture fisheries, *FAO Technical Guidelines for Responsible Fisheries* 8. Rome. 1999.
- FAO. *Report of the FAO Expert Workshop on Climate Change Implications for Fisheries and Aquaculture, Rome, 7–9 April 2008*. FAO Fisheries Report No. 870. Rome, FAO. 34 pp. Disponível em <www.fao.org/docrep/011/i0203e/i0203e00.htm>. Acesso em 04 jul. 2013.
- FAO. The Fisheries and Aquaculture sector in national adaptation programmes of action: Importance, Vulnerabilities and Priorities. *FAO Fisheries and Aquaculture Circular* No. 1064. 2011.
- FAO. *The State of World Fisheries and Aquaculture* 2008.

- FAO Fisheries and Aquaculture Department. Rome. p.176. 2009. Disponível em www.fao.org/docrep/011/i0250e/i0250e00.htm>. Acesso em 05 de julho 2013.
- FISHSTAT PLUS. 2010. FAO Fisheries Data Statistical Reporting Software. Disponível em www.fao.org/fishery/statistics/software/fishstat/en>. Acesso em 28 de junho 2013.
- HARDIN, GARRET, Tragedy of Commons. Science, v. 162, p.1243-48, 1968.
- IBAMA. Relatório da Reunião do Subcomitê Científico do Comitê de Gestão do Uso Sustentável da Sardinha-Verdadeira: Reunião de julho de 2009. Itajaí/SC: Cepsul, 2009.
- INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE (IPCC). *Climate Change 2001: Impacts, Adaptation and Vulnerability*. IPCC Third Assessment Report – Climate Change 2001 - Working Group II: Impacts, Adaptation and Vulnerability. 2001. Disponível em www.grida.no/publications/other/ipcc_tar/>. Acesso em 22 de junho de 2013.
- KIM, H., ZHANG, C. I. Developing socioeconomic indicators for an ecosystem-based fisheries management approach: An application to the Korean large purse seine fishery. *Fisheries Research*. v.112, v.3, p.134–139. 2011.
- KOUTROUMANIDIS TH., ILIADIS L. & SYLAIOS G. Time-series modeling of anchovy landings using ARIMA and Fuzzy Expected Intervals Software. *Environmental Modelling and Software*, v21, p.1711–1721. 2006.
- LJUNG, G.M., BOX, G.E.P. On a measure of a lack of fit in time series models. *Biometrika*. 65(2): 297-303. doi:10.1093/biomet/65.2.297, 1978.
- LLORET, J., LLEONART, J., SOLÉ, I. 2000. Time series modeling of landings in Northwest Mediterranean Sea. *ICES J. Mar. Sci.* 57:171–184.
- MATSUURA, Y. Brazilian sardine (*Sardinella brasiliensis*) spawning in the southeast Brazilian Bight over the period 1976-1993. *Revista Brasileira de Oceanografia*. 46(1):33-43. 1998
- MATSUURA, Y. Large-scale fluctuations of small pelagic fish populations and climate change: a review. *Bulletin of Tohoku National Research Institute, Sendai, Japão*, v. 62, p. 195-205, 1999.
- MATSUURA, Y. O ciclo de vida da sardinha-verdadeira (Introdução à Oceanografia Pesqueira). *Pub. esp. Instituto Oceanográfico. São Paulo*, (4): 1-146. 1997.
- MORETTIN, P. A. e TOLOI, C. M. C. *Análise de Séries Temporais*. São Paulo: Edgard Blücher. 2004.
- NEIVA, G. S. Subsídios para a Política Pesqueira Nacional. Santos, Terminal Pesqueiro de Santos, TPS, 1990. 64p.
- ONU. Oceans & Law of the SEA. Division for oceans affairs and the law of the sea. Disponível em www.un.org/Depts/los/convention_agreements/convention_overview_fish_stocks.htm>. Acesso em 08 de julho de 2013.
- PAES, E. T.; MORAES, L. E. A new hypothesis on the influence of the El Niño/La Niña upon the biological productivity, ecology and fisheries of the Southern Brazilian Bight. *Pan-American Journal of Aquatic Sciences*, v. 2, p. 94-102, 2007.
- PAIVA, M. P.; MOTTA, P.C.S. Cardumes da sardinha verdadeira, *Sardinella brasiliensis* (Steindachner), em águas costeiras do estado do Rio de Janeiro, Brasil. *Revista brasileira Zoologia*. v.17 (2): p.339-346. 2000.
- PAIVA, M.P.; MOTTA, P. C. S. Capturas da sardinha-verdadeira, *Sardinella brasiliensis* (Steindachner) (Osteichthyes: Clupeidae) e da fauna acompanhante no estado do Rio de Janeiro (Brasil) - (1993-1997). *Arq. Ciên. Mal, Fortaleza*, 32: 85-88. 1999.
- PRISTA, N.; NOROU, D.; COSTA, M. J.; JONES, C. Use of SARIMA models to assess data-poor fisheries: a case study with a sciaenid fishery off Portugal. *Fish. Bull.* p.109:170–185. 2011.

- ROJAS, I., VALENZUELA, O., ROJAS, F., GUILLEN, A., HERRERA, L.J., POMARES, H., MARQUEZ, L., PASADAS, M. Soft-computing techniques and ARMA model for time series prediction. *Neurocomputing* v.71, p.519-537. 2008.
- ROSSI-WONGTSCHOWSKI, C.; SACCARDO, S. A.; CERGOLE, M. C. Situação do estoque da sardinha (*Sardinella brasiliensis*) no litoral Sudeste e Sul do Brasil. *Coleção Meio Ambiente, Série Estudos Pesca*, nº 17, Brasília. p.44. 1995.
- STEINDACHNER, F. Ichthyologische Beiträge (VIII). *Sitzungsberichte der Kaiserlichen Akademie der Wissenschaften. Mathematisch-Naturwissenschaften Classe*, v.80 (1-2): p.119-191, pls. 1-3, 1879.
- STERGIOU, K.I; CHRISTOU, E.D; PETRAKIS G. Modelling and forecasting monthly fisheries catches: comparison of regression, univariate and multivariate time series methods. *Fisheries Research*, v.29, p.55-95. 1997.
- TOURRE, Y. M.; LLUCH- COTA, S. E.; WHITE, W. B. Global multi-decadal ocean climate and small-pelagic fish population. *Environmental Research Letters*, v.2, n. 3, p. 1-9, 2007.
- VALENTIN, H.; CARDOSO, R. D. Análise da pesca da sardinha-verdadeira, *Sardinella brasiliensis*, na costa sudeste-sul do Brasil. *Atlântica Rio Grande*, v. 13, n. 1, p. 45-54, 1991.
- VASCONCELOS, M.; DIEGUES, A. C. S.N. A; SALES, R. R. Limites e possibilidades na gestão da pesca artesanal costeira. In: Costa, A. L. (Org.) *Nas Redes da Pesca Artesanal*. Brasília: IBAMA-MMA, p.15-83, 2007.
- WISE, L., MURTA, A. G., CARVALHO, J.P., MESQUITA, M. Qualitative modelling of fishermen's behaviour in a pelagic fishery, *Ecological Modelling*, Volume 228, 10 March 2012, Pages 112-122, ISSN 0304-3800, <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecolmodel.2011.12.008>.
- ZHANG, C.I., KIM, S., GUNDEERSON, D., MARASCO, R., LEE, J.B., PARK, H.W., LEE, J.H., 2009. An ecosystem-based fisheries assessment approach for Korean fisheries. *Fish. Res.* 100, 26–41.