

RECUPERAÇÃO DE VALORES PERDIDOS DE DADOS DE DESEMBARQUE: UMA APLICAÇÃO COM DADOS DE DESEMBARQUE DE *Semaprochilodus* sp. EM SANTARÉM, ESTADO DO PARÁ, BRASIL*

Isabela Feitosa SANTANA^{1*}, Naziano Pantoja FILIZOLA-JUNIOR²,

Carlos Edwar de Carvalho FREITAS¹

¹ Faculdade de Ciências Agrárias - Universidade Federal do Amazonas

² Universidade Estadual do Amazonas

*e-mail: bela_fs@yahoo.com.br, cefreitas@ufam.edu.br

Recebido em: 15 de Novembro de 2009

Resumo - Um dos maiores problemas com o uso de séries históricas é a existência de valores perdidos, pois as lacunas existentes tornam impossíveis os tratamentos estatísticos de séries temporais. Neste artigo, empregamos a técnica proposta por Box & Jenkins para estimar os valores perdidos dos desembarques de jaraquis (*Semaprochilodus* sp.) em Santarém, Estado do Pará. Foram utilizados três modelos diferentes para encontrar os seguintes *missing value*: meses de março de 1996, fevereiro de 1998, fevereiro e março de 2001. A total aleatoriedade e autocorrelação não significativa dos resíduos comprovaram que os modelos usados representam adequadamente os dados. O ajuste pode melhorar com o emprego de modelagens multivariadas devido à dependência das séries pesqueiras a outras séries como o nível hidrológico.

Palavra-chave: *Charadidae*, Jaraqui, Controle de desembarque, *missing value*

Abstract - In this article, we give over the technique proposed by Box & Jenkins to estimate the missing values of landings “jaraqui” (*Semaprochilodus* sp.) Santarém, Pará State were used three different models to find the following missing value: months of March 1996, February 1998, February and March 2001. The total randomness and no significant autocorrelation residual proved that the models used represent adequately the data. The adjustment may improve with the use of multivariate modeling due to the dependence on fishing historical series to other series such as the hydrological level.

Keywords: *Charadidae*, “Jaraqui”, control of fishing, missing value.

*Trabalho realizado com aporte financeiro do CNPq

INTRODUÇÃO

Em diversas áreas da Economia, Biologia, Sociologia ou Meio Ambiente não é incomum encontrar séries históricas incompletas ou dados mal especificados. Durante a aquisição dos dados podem ocorrer problemas, como: valores inconsistentes, dados irregularmente espaçados, processos de arquivamento diferentes, mudanças no sistema de medições ou simplesmente valores não registrados.

Análises de dados de desembarque pesqueiro constituem uma importante ferramenta no monitoramento da dinâmica de exploração dos estoques pesqueiros. E, conseqüentemente, constituem a base para a definição de estratégias de manejo. Embora uma análise de tendências constitua-se em um procedimento relativamente simples, esta se torna bastante comprometida quando há ausência de dados. Infelizmente, em dados com *missing value* (dados indisponíveis), tratamentos estatísticos de processos temporais como análise espectral e métodos preditivos são impossíveis.

As duas espécies de jaraquis *Semaprochilodus insignis* e *S. taenirus* estão entre as mais importantes nos desembarques de pescado em toda a bacia Amazônica. Em Santarém, estado do Pará, foram desembarcadas 146,23, 121,64 e 131,62 toneladas destas duas espécies, agrupadas como *Semaprochilodus* sp., durante os anos de 2001, 2002 e 2003, respectivamente (Ruffino, 2002; 2005; 2006).

Apesar do banco de estatística pesqueira de Santarém ser cuidadosamente gerenciado pelo Instituto Amazônico de Manejo dos Recursos Ambientais (IARA) os dados de desembarque de *Semaprochilodus* sp., em Santarém, entre jan/1992 e dez/2002 apresentam se incompletas. Ruffino (2002) comentou que a descontinuidades nos dados é devido a ausências, greves, falta de pagamento e redução dos recursos financeiros dos projetos.

Em dados com *missing values* (dados indisponíveis), tratamentos estatísticos de processos temporais como análise espectral e métodos preditivos são impossíveis. Por isso a necessidade de preenchimento dessas lacunas de dados.

Há uma vasta bibliografia a respeito de modelagens para preenchimento de séries temporais em geral, e um grande número de abordagens possivelmente baseadas nos mais diversos pressupostos, dentre os quais podemos citar desde métodos mais simples, como a retirada de média e técnicas de amortecimento exponencial, até modelos mais complexos, como os modelos de regressão linear, não linear e regressões dinâmicas (Montgomery & Peck, 1982); modelos de Holt, Winters ou Brown (Granger & Newbold, 1986)

Segundo Hilborn & Walters (1992), estas séries incompletas devem ser tratadas como séries temporais utilizando os modelos de Box e Jenkins que se baseiam na identificação de modelos a partir do comportamento da série histórica, que se constitui em uma ferramenta rápida e eficiente para análise de séries de dados pesqueiros (Stergiou & Christou, 1996; Stergiou, Christou & Petrakis, 1997) e mais comumente para fazer previsões em curto prazo (Mendelssohn, 1981; Fogarty, 1988; Stergiou, 1989; Lloret, Lleonart & Solé, 2000).

Recentemente a metodologia vem sendo empregada na estimativa de dados ausentes (*missing values*) de desembarque pesqueiro, esta metodologia também é conhecida com interpolação temporal. Como exemplo, Preciado, Punzón, Gallego, & Vila (2006) utiliza a metodologia de Box e Jenkins e modelos de função de transferência na série histórica da CPUE mensal de *Merluccius merluccius* nos dados 1983 a 2000 para preencher o ano de 1998.

Diante disso, a fim de completar a série para permitir a aplicação de modelos preditivos, apresentamos os resultados de uma aplicação da técnica proposta por Box & Jenkins (1976) para estimar os valores ausentes na série de dados de desembarque.

MATERIAL E MÉTODOS

Os dados de desembarque de *Semaprochilodus* sp. foram coletados diariamente nos pontos de desembarque de pescado, durante o período de 11 anos (1992 a 2002), pelo Instituto Amazônico de Manejo dos Recursos Ambientais no município de Santarém. Os dados diários foram somados a fim de obter o total dos desembarques mensal em cada ano. Os dados ausentes na série de dados de desembarque de *Semaprochilodus* sp correspondem aos meses de março de 1996, fevereiro de 1998, fevereiro e março de 2001. A hipótese de normalidade foi testada com os testes de *Jarque-Bera* e com a finalidade de manter a hipótese de normalidade optamos por log-transformar os dados.

A interpolação temporal foi realizada seguindo a técnica de Box & Jenkins. Esses modelos podem ser expressos por modelos Auto-Regressivo (AR) e modelos de Médias Móveis (MA) ou pela união desses modelos:

O modelo Modelos Auto-Regressivos de Médias Móveis - ARMA (p,q) pode ser expresso como a mistura dos modelos Auto-Regressivo (AR) e modelos de Médias Móveis (MA) conforme a equação:

$$\tilde{Z}_t = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \dots + \phi_p \tilde{Z}_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

Quando

\hat{z}_t = valor futuro

ϕ = parâmetros do processo auto-regressivo, ou o parâmetro que descreve como \hat{z}_t se relaciona com z_{t-i} para $i = 1, 2, \dots, p$.

θ_i = é o parâmetro que descreve como \hat{z}_t se relaciona com o valor ε_{t-i} para $i = 1, 2, \dots, q$.

z_{t-1}, \dots, z_{t-p} = valor passado da série

$\varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q}$ = erro dos períodos anteriores

p = ordem do processo auto-regressivo

q = ordem do processo médias móveis

d = quantidade de diferenças necessárias para tornar a série estacionária.

ε_t = ruído aleatório

Quando a série apresenta se não estacionária o modelo ARMA passa a ser o modelo não estacionário ARIMA (Auto-Regressivo Integrado de Médias Móveis) (p,d,q).

$$W_t = \phi_1 W_{t-1} + \dots + \phi_p W_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

Em que $W_t = \Delta^d Z_t$

Se a série exibir componentes sazonais podemos usar os modelos Sazonais Auto-Regressivos Integrado de Médias Móveis - SARIMA com a seguinte equação geral:

$$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)(1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_p B^{ps})(1 - B)^d (1 - B^s)^D Z_t = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)(1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs})$$

quando:

$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$ é a parte auto-regressiva não sazonal de ordem p ;

$(1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_p B^{ps})$ é a parte auto-regressiva sazonal de ordem P e estação sazonal s ;

$(1 - B)^d$ é a parte de integração não sazonal de ordem d ;

$(1 - B^s)^D$ é a parte de integração sazonal de ordem D e estação sazonal s ;

$(1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$ é a parte não sazonal de médias móveis de ordem q ;

$(1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs})$ é a parte sazonal de médias móveis de ordem Q e estação sazonal s .

Esse modelo se aplica a séries não estacionárias que, após D diferenças sazonais, transforma-se num processo sazonal estacionário.

A metodologia de estimativa ocorreu da seguinte maneira: para estimar o valor de março de 1996, utilizamos os primeiros 50 valores no modelo ARIMA, ou seja, de janeiro de 1992 a fevereiro de 1996. Depois de realizada a estimativa do valor indisponível, este foi adicionado à série para estimar o valor ausente do mês seguinte, no caso o mês de fevereiro de 1998. Em seguida este valor foi incluído na série e realizada a estimativa para os meses de fevereiro e março de 2001.

A construção dos modelos Box-Jenkins é baseada em um ciclo iterativo, no qual a escolha do modelo é feita com base nos próprios dados (Morretin & Toloi, 1987). Segundo Box & Jenkins (1976), são três as etapas para construção do modelo (identificação, estimativa e verificação), as quais foram realizadas no software livre Gretl 1.7.8.

A identificação do modelo a ser estimado foi realizada através da observação do comportamento dos correlogramas das funções de autocorrelações (ACF) e das funções de autocorrelações parciais (PACF). Além da identificação dos modelos que condiziam com os correlogramas também foram incluídos alguns parâmetros para gerar modelos hiper-parametrizados, nesta fase utilizamos o teste de Dickey-Fuller Ampliado para verificar a estacionariedade da série, e caso não fosse, a série foi aplicada com uma diferença regular ou sazonal caso exibisse componente sazonais. A etapa seguinte foi estimar os parâmetros do componente auto-regressivo, os parâmetros do componente de médias móveis e o ruído ε_t .

Após a identificação e estimação do modelo, avaliamos se este é adequado para descrever o comportamento dos dados. Caso o modelo não seja adequado, o ciclo é repetido, voltando-se à fase de identificação. Esta etapa foi realizada com: Avaliação da ordem do modelo foi realizada através do critério de informação Akaike (AIC). Avaliação por Meio da Análise de Resíduos através de quatro testes: Função de autocorrelação dos resíduos, teste de Ljung-Box Q-statistics e análise da normalidade dos resíduos através do teste de Jarque-Bera e variância dos resíduos. O modelo que apresentou distribuição normal dos resíduos, autocorrelação não significativas dos resíduos, menor valor na avaliação da ordem do modelo e variância dos resíduos, foi o modelo escolhido para realizar as previsões.

RESULTADOS

De uma forma geral, todas as séries aqui utilizadas apresentaram distribuição normal no teste de Jarque-Bera após a transformação logarítmica. O teste de Dickey-Fuller Ampliado demonstrou que todas as séries apresentavam raiz unitária e por isso foi necessário a primeira diferença regular e diferença sazonal para a última série para tornar as séries estacionárias (Tabela 1).

Tabela 1. Resultados dos testes de normalidade após transformação para as três séries usadas. Teste da raiz unitária utilizando Dickey-Fuller Ampliado após a primeira diferença da série histórica transformada.

<i>Missing value</i>	N	<i>t-Statistic</i>	<i>p-value</i>
Mar/96	50	1,29	0,523
Fev/98	73	2,85	0,240
Fev e Mar/2001	109	2,93	0,231

<i>Missing value</i>	N	<i>t-Statistic</i>	<i>Valor crítico (5%)</i>	<i>p-value</i>
Mar/96	48	-8,24	-1,95	0,000
Fev/98	71	-9,44	-1,94	0,000
Fev e Mar/2001	96	-5,91	-1,94	0,000

Para a primeira série histórica (entre janeiro de 1992 e fevereiro de 1996) a Função de autocorrelação (ACF) que indica os termos para médias móveis e o gráfico de Função de Autocorrelação Parcial (FACP) que indica os termos autoregressivos demonstrou que existe uma queda brusca após a defasagem 2 e a ocorrência de alta correlação nesta defasagem, nos dois gráficos, juntamente com o termo I(1) (uma diferenciação), dessa forma podemos indicar dois tipos de modelos: (0,1,2) e (2,1,0) (figura 1).

Os modelos identificados apresentaram nos resíduos e autocorrelação residual insignificante (Figura 2), porém o modelo (0,1,2) apresentou os menores valores de AIC e variância dos resíduos (Figura 2) e foi o escolhido para estimativa do valor de março de 1996 (273,8 kg).

Este valor foi acrescentado à série pré-existente, que passou a ter N = 73 para estimar o valor de fevereiro de 1998. Mais uma vez o correlograma da série indicou uma queda brusca após a defasagem 2 e a ocorrência de alta correlação nesta defasagem, nos dois gráficos, juntamente com o termo I(1)

(uma diferenciação regular), podemos então, indicar dois tipos de modelos: IMA (0,1,2) e ARI (2,1,0) (Figura 1).

O modelo (0,1,2) apresentou o menor AIC. Já o correlograma dos resíduos do modelo (2,1,0) demonstra uma correlação na defasagem 13 bastante significativa o que indica que algum termo está faltando no modelo (Figura 2). Por isso o desembarque em fevereiro de 1998 foi dado pelo modelo (0,1,2) sendo estimado o valor de 486,2 kg.

Adicionamos o valor de fevereiro de 1998 à série para estimar os desembarques de fevereiro e março de 2001. Os modelos identificados a partir do correlograma da série com uma diferença sazonal foram: (1,0,0)(0,1,1) devido a alta correlação na defasagem 1 e defasagem 12 e o modelo (3,0,0)(0,1,1) devido a correlação significativa na defasagem 3 e 12 (Figura 1).

Os dois modelos possuem distribuição normal dos resíduos (Figura 2). O menor valor do critério de seleção e variância dos resíduos foi para o modelo (3,0,0)(0,1,1).

No modelo SARIMA (1,0,0)(0,1,1) os resíduos apresentaram autocorrelação nas defasagens 7 e 8 indicando que são necessários mais parâmetros (Figura 2). No modelo (3,0,0)(0,1,1) o teste de Ljung-Box Q-statistics demonstrou baixa significância das defasagens no correlograma dos resíduos o que indica que este é o melhor modelo. Com isso, foi possível estimar os dados de fevereiro e março de 2001 obtendo se como resultado 163,13 e 302,09 kg respectivamente. Dessa forma os valores preenchidos ficam como mostra a Figura 3.

DISCUSSÃO

Em geral, séries históricas de dados biológicos apresentam lacunas, denominadas de *missing values*, que podem causar distorções nas estimativas de parâmetros estatísticos como média, variância e covariância. Tratamentos estatísticos de processos temporais como análise espectral e métodos preditivos são também impossíveis. Assim um importante passo no tratamento de séries é tentar prever estes valores antes da realização de análises.

Os modelos construídos pela técnica proposta por Box & Jenkins (1976) consistem em uma função linear dos valores passados da série e/ou seus erros anteriores. Sendo assim, compartilha os mesmos pressupostos de normalidade, linearidade e homocedasticidade dos modelos lineares. De forma geral, as quatro séries alcançaram a distribuição normal para o teste de Jarque-Bera após a transformação com logaritmo neperiano.

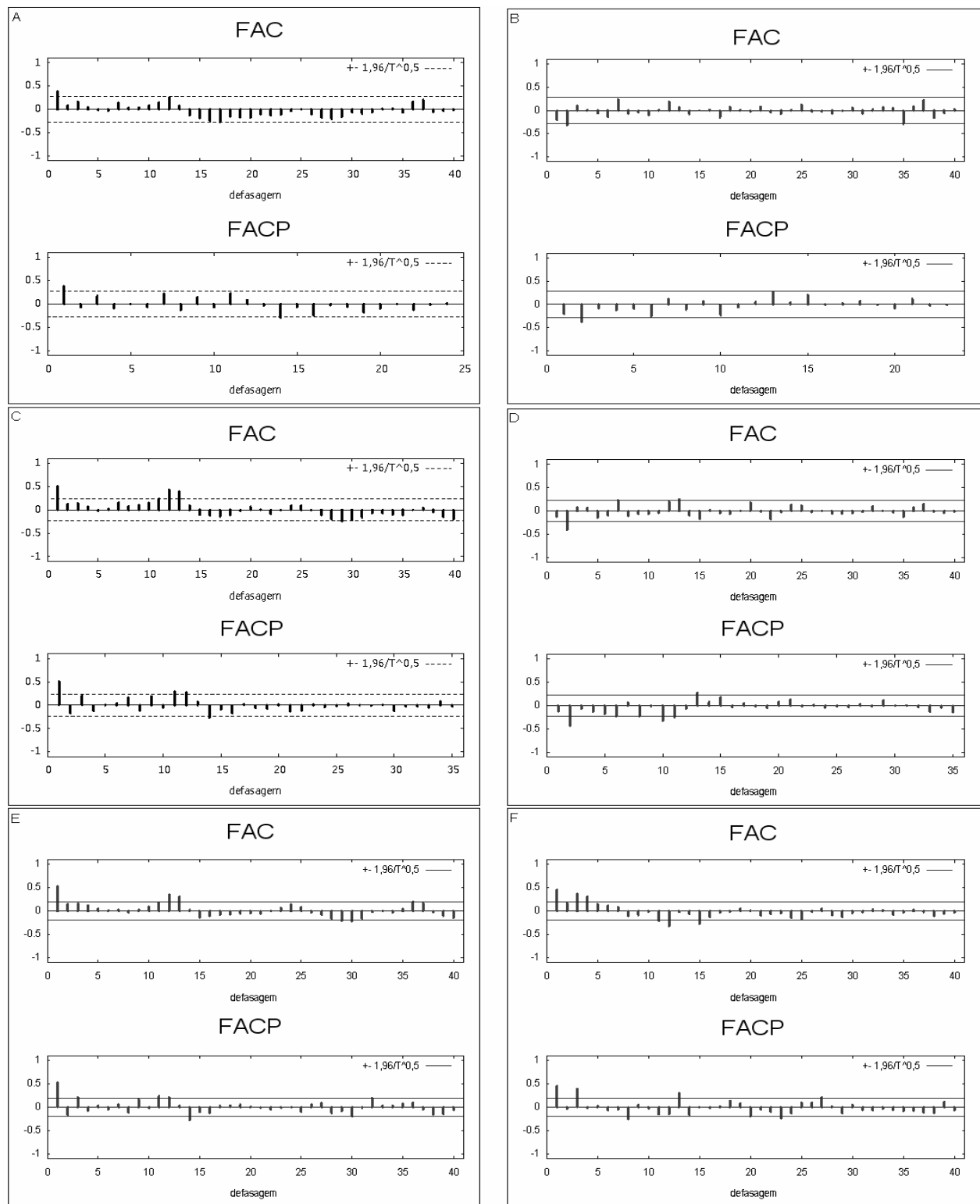
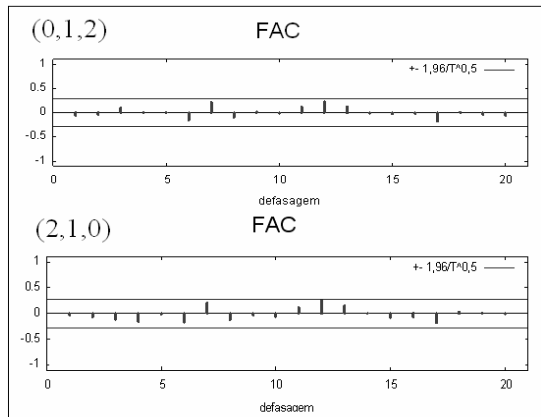


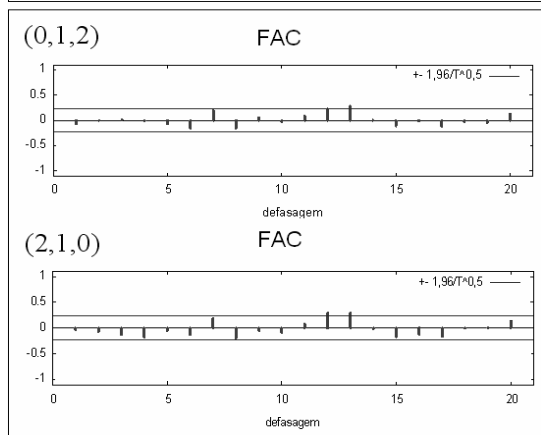
Figura 1. Correlogramas das séries sem diferença (esquerda) e após a diferença (direita): (A) e (B) Jan/1992 a Fev/1996 (C) e (D) Jan/1992 a Jan/1998; (E) e (F) Jan/1992 a Jan/2001.



Jan/92 a Fev/96
N = 50

Modelos	AIC	σ^2	χ^2	p-value
(0,1,2)	211,72	3,96	1,16	0,559
(2,1,0)	215,00	4,22	0,76	0,684

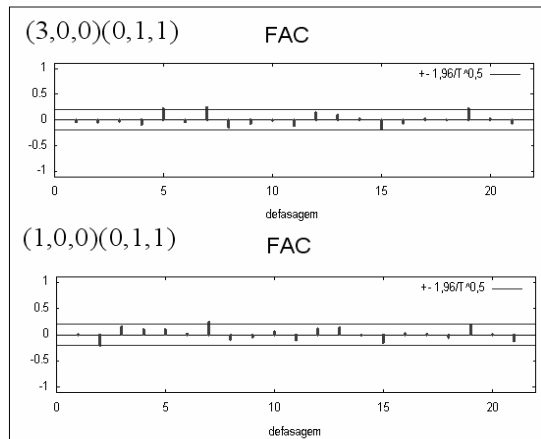
$$z_t = 0,6101\varepsilon_{t-1} - 0,788\varepsilon_{t-2} + 0,3981\varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t$$



Jan/92 a Jan/98
N=73

Modelos	AIC	σ^2	χ^2	p-value
(0,1,2)	317,89	4,51	1,14	0,566
(2,1,0)	326,82	5,09	0,42	0,900

$$z_t = 1,26\varepsilon_{t-1} - 0,33\varepsilon_{t-2} + 0,59\varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t$$



Jan/92 a Jan/01
N=109

Modelos	AIC	σ^2	χ^2	p-value
(3,0,0)(0,1,1)	421,17	4,13	0,08	0,963
(1,0,0)(0,1,1)	427,58	4,54	1,97	0,374

$$Z_t = 0,54(Z_{t-1} - Z_{t-13}) + 0,23(Z_{t-14} - Z_{t-2}) + 0,32(Z_{t-3} - Z_{t-15}) + Z_{t-12} + 0,76\varepsilon_{t-12} + \varepsilon_t$$

Figura 2. Diagnóstico dos modelos ARIMA ajustados à série histórica de *Semaprochilodus* sp. de: Jan/1992 a Fev/1996; Jan/1992 a Jan/1998; Jan/1992 a Fev/2002. AIC = Critério de informação de Akaike; χ^2 = qui-quadrado da normalidade dos resíduos; p-value = probabilidade de normalidade dos resíduos; σ^2 = variância dos resíduos da série.

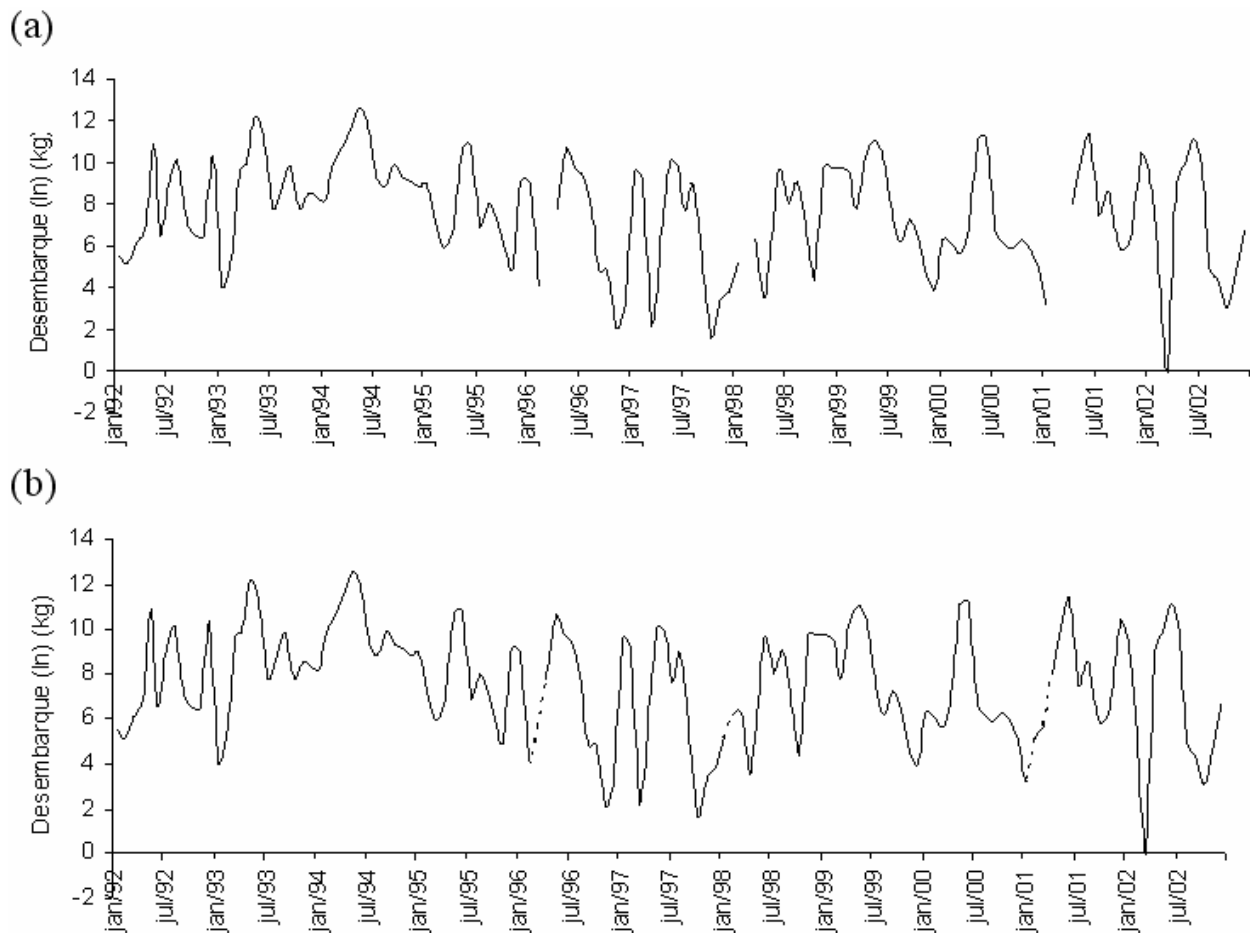


Figura 3. (a) Série de desembarque de *Semaprochilodus* sp. com transformação logarítmica. (b) Série de desembarque de *Semaprochilodus* sp. com os missing values preenchidos.

A adição do termo de diferença sazonal indica que o desembarque de jaraquis em Santarém é uma atividade com flutuações sazonais, como relatado por diversos autores que analisaram os desembarques de pescado na Amazônia (Petrere, 1985; Merona & Bittencourt, 1988; Batista & Petrere, 2003; Cardoso & Freitas, 2008; Gonçalves & Batista, 2008). Entretanto, este comportamento sazonal não é encontrado nas primeiras séries de jaraquis de 50 e 73 dados, sendo identificado somente nas séries de 109 e 122 valores. Isso pode ter ocorrido devido ao tamanho da amostra inicial, uma vez que, segundo Potier & Drapeau (2000) o modelo de Box e Jenkins sofre limitações em séries com menos do que 100 dados. De qualquer maneira, séries históricas com 50 meses ou mais são adequadas à análise de série temporal (Pankratz, 1991).

Preciado, Punzón, Gallego, & Vila (2006) utilizaram a técnica de Box e Jenkins e modelos de função de transferência na série histórica da captura por unidade de esforço (CPUE) mensal de *Merluccius merluccius*, com dados 1983 a 2000. O emprego da técnica permitiu completar a série além de validar as estimações efetuadas para os últimos anos com o mesmo modelo (0,1,1)(0,1,1). Para este trabalho utilizamos apenas os modelos ARIMA para completar as séries de desembarque de Jaraquis e, nesse caso, apenas para alguns meses que não possuíam dados, isso resultou na geração de três tipos diferentes de modelos resultantes da utilização de três séries diferentes ou partes da série de desembarque de Jaraqui.

O tratamento das séries temporais sazonais é normalmente feito usando-se o componente sazonal como fator de ajustamento. Alguns dos métodos de ajustamento sazonal, no entanto, não são adequados para fazer previsão com modelos de séries temporais, pois, o ajustamento sazonal provoca a perda de informações cruciais para o processo de previsão com os modelos de séries temporais (Granger, 1989).

Por serem *missing value* não havia dados reais para comparação, portanto utilizamos apenas as técnicas de autocorrelação e distribuição de resíduos, desenvolvendo também uma comparação de variâncias estimadas dos resíduos. Foi observado que todos os modelos das séries de *Semaprochilodus* sp. demonstraram total aleatoriedade dos resíduos, além de autocorrelação não significativa dos resíduos, comprovando que os modelos usados para estimação dos valores ausentes representam adequadamente os dados.

Os modelos ARIMA parecem preencher bem *missing value* de dados pesqueiros como comprovado por Preciado *et al.* (2006) e no presente trabalho. Mas de acordo com Welcomme (1979) flutuações na pesca comercial são dependentes do regime hidrológico entre outras séries. Por isso, o ajuste pode melhorar com o emprego de modelagens multivariadas, incluído dados de nível hidrológico ou pelo uso de séries temporais mais longas.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem aos senhores Mauro L. Ruffino e Marcelo Raseira, do Provárzea, e ao senhor Claudemir Oliveira da Silva do Instituto Amazônico de Manejo dos Recursos Ambientais pela concessão dos dados.

REFERÊNCIAS

- Batista, V. S. & Petreire, M. (2003). Characterization of the commercial fish production landed at Manaus, Amazonas State, Brazil. *Acta Amazonica*, 33:53-66.
- Box, G.E.P. & Jenkins, G.M., (1976). *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. 1ª ed. Holden-Day, San Francisco, CA.
- Cardoso, R.S. & Freitas, C. E. C. (2008). A pesca de pequena escala no rio Madeira pelos desembarques ocorridos em Manicoré (Estado do Amazonas - Brasil). *Acta Amazonica*, 38:781-788.
- Gonçalves, C. & Batista, V. S. (2008). Avaliação do desembarque pesqueiro efetuado em Manacapuru, Amazônia Central. *Acta Amazonica*, 38:135-144.
- Fogarty, M. J. (1988). Time Series Models of the Maine Lobster Fishery: the effect of temperature. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 45: 1145-1153.
- Granger, C.W.J. & Newbold, P. (1986). *Forecasting economic time series*. Academic Press Ltd. USA.
- Granger, C. W. J. (1989). *Forecasting in Business and Economics*. 2nd Edition, Academic Press.
- Hilborn, R. & Walters C. J. (1992). *Quantitative fisheries stock assessment: choice, dynamics and uncertainty*. Chapman and Hall, New York.
- Lloret, J., Lleonart, J. & Solé, I. (2000). Time Series Modelling of Landings in Northwest Mediterranean Sea. ICES. *Journal of Marine Science* 57: 171-184.
- Merona, B. & Bittencourt, M.M. (1988). A pesca na Amazônia através dos desembarques no mercado de Manaus: resultados preliminares. *Memórias da Sociedade Ciências Naturais La Salle, (Supl.)*, 48:433-453.
- Mendelssohn, R. (1981). Using Box-Jenkins Models to Forecast Fishery Dynamics: Identification, Estimation and Checking. *Fish. Bull.* 78: 887-896.
- Montgomery, D. & Peck E.A.(1982). *Introduction to linear regression analysis*. John Wiley & Sons , USA.
- Morettin, P.A.; Toloi, C.M.C. (1985). *Previsão de séries temporais*. 2a. ed. São Paulo: Atual Editora.

- Pankratz, A. (1983), *Forecasting with Univariate Box-Jenkins Models: Concepts and Cases*, New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Petriere Jr., M. (1985). A pesca comercial no rio Solimões-Amazonas e seus afluentes: análise dos informes do pescado desembarcado no Mercado Municipal de Manaus (1976-1978). *Ciência e Cultura*, 12, 1987-1999.
- Preciado, I., Punzón, A. Gallego, J. L. & Vila, Y. (2006). Using time series methods for completing fisheries historical series. *Bol. Inst. Esp. Oceanogr.* 22 (1-4): 83-90.
- Potier, M. & Drapeau, L. (2000). Modelling and Forecasting the Catch of the Scads (*Decapterus macrosoma*, *Decapterus russellii*) in the Javanese Purse Seine Fishery Using ARIMA Time Series Models Asian Fisheries Science. *Asian Fisheries Society*.13: 75-85
- Ruffino, M.L. (Eds.) (2002). Estatística pesqueira do Amazonas e Pará - 2001. Ibama – ProVárzea.
- Ruffino, M.L. (Eds.) (2005). Estatística Pesqueira do Amazonas e Pará - 2002. Ibama – ProVárzea.
- Ruffino, M.L. (Eds.) (2006). Estatística Pesqueira do Amazonas e Pará – 2003. Ibama – ProVárzea.
- Stergiou, K. I. (1989). Modelling and forecasting the fishery for pilchard (*Sardina pilchardus*) in Greek waters Using ARIMA Time-Series Models. *J. Cons. Int. Explor. Mer.* 46: 16-23.
- Stergiou, K. I. & Christou, E. D. (1996). Modelling and forecasting annual fisheries catches: comparison of regression, univariate and multivariate time series methods. *Fish. Res.* 25: 105-138.