

Modelo de previsão de Box-Jenkins para o preço médio da carne de frango no varejo para o estado de São Paulo

Jaqueline S. Costa^{}*
*Andressa Rodrigues Pavão^{**}*

Resumo

Nos últimos anos o mercado de carne de frango mudou, e o Brasil tornou-se mais competitivo, passando a ser o maior exportador. Com isso, o país passou a sofrer com as oscilações de preço do mercado internacional, especialmente o setor varejista. De modo a observar como essas mudanças nos preços internacionais afetam os preços no mercado consumidor brasileiro foi elaborado um modelo de previsão de preço para o preço médio de varejo de carne de frango para o estado de São Paulo, uma vez que este é o maior mercado consumidor no Brasil. Para alcançar tal objetivo foi utilizado o modelo de previsão de Box-Jenkins. Os resultados encontrados mostram que as previsões foram parecidas com o comportamento de preço da série original, revelando que esse tipo de análise pode ser um importante guia para os agentes que atuam nesse mercado.

Palavras-chave: Frango. Preço de varejo. Box-Jenkins. Previsão.

^{*} Doutoranda em Economia Aplicada na Universidade de São Paulo, Campus – Piracicaba, SALQ (Escola Superior de Agricultura Luis de Queiroz).

^{**} Graduada pela Universidade Federal do Espírito Santo, mestra em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo, doutoranda em Economia Aplicada na Universidade de São Paulo.

Recebido em: 24-09-09. Aceito em: 03-02-10

Introdução

Nas últimas décadas o cenário competitivo no mercado internacional proporcionou mudanças importantes no mercado de carne de frango. As mudanças tecnológicas permitiram às empresas adotarem grandes e eficientes escalas de produção; assim, o setor de aves tornou-se um dos mais importantes do Brasil, tanto no que se refere à absorção de tecnologia quanto na entrega do produto, especialmente em termos de preço para consumidor final. Reflexo disso é o crescimento do consumo mundial de carne de frango por países em desenvolvimento. (STADUTO, et al. 2008).

Dentre os países em desenvolvimento, o Brasil foi o que mais se destacou e, desde 2004, transformou-se no maior exportador mundial de carne de frango. Isso se deve à dinâmica e eficiência apresentada pelo setor dentro do agronegócio brasileiro. Diante dessa perspectiva positiva para o setor, houve um crescimento maciço da produção e aumento considerável tanto na demanda interna quanto na externa, o que proporcionou ao setor obter posição de destaque na pauta de exportações brasileiras.

De acordo com a Associação Brasileira dos Exportadores de Frango (ABEF), em 2007, o Brasil exportou 3.287 mil toneladas de carne de frango, ao passo que os Estados Unidos, segundo maior exportador, enviou para o exterior 2.452 mil toneladas. Juntos, esses países são responsáveis por, aproximadamente, 85% das exportações mundiais. No entanto, em termos de produção mundial observa-se que em 2007 os Estados Unidos foram os maiores produtores de carne de frango do mundo, com 16.413 mil toneladas, seguidos pela China, com 10.520 mil toneladas, e pelo Brasil, com 9.700 mil toneladas. Das 61.162 mil toneladas de carne de frango produzidas mundialmente, 47,15% são produzidas no continente americano. (ABEF, 2009).

Além do peso econômico para o Brasil, a atividade ainda é importante em termos sociais, uma vez que é responsável pela geração de muitos postos de trabalho; consequentemente, contribui para o aumento da renda das famílias que trabalham direta e indiretamente com o setor. O trabalho de Aguiar e Pinho (1998) corrobora essa afirmação, visto que o setor é intensivo em mão de obra e, portanto, tem efeito direto sobre a taxa de crescimento econômico, com efeitos multiplicadores sobre a renda e emprego em outros setores da economia.

Ainda mostrando a importância do setor em termos de criação de emprego, o trabalho de ABEF (2009) destaca que a agroindústria de carnes ocupa a quinto lugar na geração de emprego dentre os cinquenta setores analisados da economia

brasileira. Assim, para cada milhão de reais de demanda final são gerados 150 postos de trabalho (direto e indireto). Enfim, a avicultura de corte responde por 1,9 milhões de empregos no Brasil.

Por se tratar de uma *commodity*, o preço do frango está sujeito às oscilações de preços no mercado internacional. Dados do Instituto de Economia Agrícola (2009) corroboram a vulnerabilidade do setor de varejo em relação às mudanças nos preços internacionais. De 1995 a 2008 os níveis de preço no varejo de carne de frango mudaram de patamar três vezes, em razão de fatores como a doença da “vaca louca” e a gripe aviária, além das elevações do preço do milho e da soja, insumos que são a base da alimentação do frango. Assim, qualquer oscilação no mercado internacional é sentido no Brasil, especialmente no setor de varejo do estado de São Paulo, maior mercado consumidor do país.

Em razão dessas oscilações de preços, torna-se relevante averiguar o comportamento dessa variável. Nesse sentido, o objetivo do presente estudo é fazer previsão sobre o preço médio no varejo da carne frango para o estado de São Paulo.

Mercado de carne de frango no Brasil: uma breve resenha da literatura

O setor de aves no Brasil tornou-se uma das atividades mais dinâmicas e eficientes da agropecuária e com grande representatividade na pauta de exportações. Segundo Santini e Pigatto (2006), o Brasil alcançou, em 2004, a liderança nas exportações de carne de frango, com um volume de 2,4 milhões de toneladas, ultrapassando os Estados Unidos. Essa liderança foi obtida, segundo Lima et al. (2006), por meio de uma somatória de vários fatores, como melhora na tecnologia utilizada, que melhorou a competitividade das empresas brasileiras perante os concorrentes internacionais, estímulos da política econômica brasileira na promoção das exportações do setor e demanda dos mercados internacionais. Observa-se, portanto, que a avicultura evolui de setor voltado exclusivamente para o mercado interno para um setor cada vez mais internacionalizado e dependente do movimento de preços do mercado mundial.

Para atender a uma demanda interna e externa crescente, a produção de frangos de corte tem se expandido de maneira intensiva nos últimos anos para quase todas as regiões brasileiras. (LIMA et al., 2006). Inicialmente, a criação de aves era concentrada nas regiões Sul e Sudeste. Contudo, com passar dos anos o setor tomou novos rumos, aproximando-se não só das regiões produtoras de matérias-primas – como é o caso do deslocamento de criatórios e abatedouros para a região

Centro-Oeste –, mas também das regiões consumidoras, o que explica em parte o seu crescimento na região Nordeste. (EVANGELISTA; NOGUEIRA FILHO; OLIVEIRA, 2008). Essa nova dinâmica geográfica só foi possível graças à reorganização da estrutura agroindustrial da cadeia produtiva do frango, que passa pela implantação de modernos projetos avícolas nos estados da região Centro-Oeste. (LIMA et al., 2006).

A incorporação da região Centro-Oeste ao sistema agroindustrial de frango de corte constitui-se num novo polo de expansão das grandes empresas processadoras de carne, o que não acontece por acaso, visto que a região produz grande parte de milho e soja que são utilizados como insumo pelo setor. Assim, nesse novo sistema integrado as empresas visam contratar o menor número de granjas, com maior capacidade de produção, diminuir os custos logísticos, administrativos e de transação. (SILVA, 2007).

Esse novo formato na organização do processo de produção fez surgir um novo produtor, mais integrado ao sistema, com perfil diferenciado, isto é, produtores com áreas de terra cada vez maiores e com escalas mais significativas de produção, tornando possível que a capacidade de abate das empresas seja suprida com um número menor de grandes avicultores. Assim, o Brasil passou a ter melhor competitividade no mercado mundial. (LIMA et al., 2006).

Diante da competitividade do setor de carne de frango no mercado mundial, percebe-se que isso é possível em razão de uma maior lucratividade no setor, pois, caso contrário, não teria lógica sua expansão. Visando comprovar essa realidade, Teixeira e Ferreira-Filho (2008) estimaram uma função lucro *translog* para a produção de frangos de corte no Brasil, cujo objetivo era conhecer a estrutura de demanda por fatores de produção no setor e a de oferta de produção de frango de corte no Brasil. Os resultados mostram que os insumos energia e mão de obra podem ser considerados fatores de produção normais. Assim, uma elevação no preço desses insumos diminui a quantidade produzida de frangos de corte. Em relação ao insumo fixo, observa-se que uma elevação no estoque de capital tem como consequência um aumento da quantidade produzida de frangos de corte.

Dado que os preços são determinados no mercado internacional, a produção nacional torna-se vulnerável às oscilações de demanda que podem ocorrer no mercado internacional. Nesse sentido, é necessário que a produção nacional de frango de corte busque formas de se proteger contra possíveis oscilações de preço, e prever como os preços oscilarão no futuro pode se constituir num instrumental relevante. Fazendo uso desse tipo de análise, o trabalho de Lima et al. (2006) testou a aplicabilidade de um modelo Arima de previsão de séries temporais para prever o preço do frango de corte no Brasil. Com os resultados obtidos de previsão de preços

com base num modelo do tipo Arima (16,1,2), observa-se que este apresentou um bom desempenho “preditivo”. As previsões apontam para uma diferença média de 0,71% nos seis meses analisados, percentual considerado satisfatório em modelos de previsão de preços.

Entretanto, o setor que mais sofre com as oscilações dos preços internacionais é o mercado consumidor. Assim, identificar possíveis mudanças de preço pode permitir ao setor varejista adotar políticas de adaptação que reduzam seus prejuízos diante dessas oscilações de preços.

Material e método

Fonte de dados

A série analisada corresponde ao preço/kg médio, em reais, mensal de varejo da carne de frango para o estado de São Paulo e compreende o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2008. Para o ajuste do melhor modelo considerou-se o período de janeiro de 1995 a setembro 2008, deixando os meses de outubro, novembro e dezembro para serem usados como fonte de comparação da previsão com os valores reais.

Os dados foram obtidos junto ao Instituto de Economia Agrícola (IEA) de São Paulo. Além disso, os preços foram deflacionados pelo índice IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas (FGV), base dezembro 2008, com o intuito de excluir os efeitos da inflação. Cabe ressaltar que a série foi linearizada de modo a amenizar os problemas da heteroscedasticidade, sendo o Eviews o pacote econométrico utilizado para manipulação e análise dos dados.

Modelo empírico

A metodologia de Box-Jenkins utilizada neste artigo baseia-se nos modelos univariados de previsão de preços utilizando dados de séries temporais, pois este tipo de modelo considera importante o comportamento da série no tempo.

O modelo de Box-Jenkins é também conhecido como *Autoregressive Integrated Moving Average* (Arima) e considera que uma série temporal não estacionária pode ser modelada a partir da utilização de d diferenciações, sendo composta ainda por uma parte autorregressiva e uma parte de média móvel.

Cabe ressaltar que a estimação desses modelos é importante, uma vez que sua natureza permite extrapolações ou predições. Assim, uma vantagem em relação

aos modelos estruturais consiste no fato de que tais modelos não acumulam erros de outras variáveis explicativas

De forma geral, uma série temporal x_t corresponde à soma de duas partes: uma que pode ser prevista e outra que não pode ser prevista usando o conhecimento do passado; portanto, x_t pode ser decomposto como:

$$x_t = E[y_t | t-1] + a_t, \quad (1)$$

em que $E[.]$ se refere ao esperado condicional e a_t é denominado "parte imprevisível", com $E[y_t | t-1] = 0$; a_t satisfaz as propriedades do ruído branco (média zero e variância σ^2). Um modelo que pode ser aplicado na parte previsível de x_t assume que a previsão pode ser feita por uma combinação linear dos lags passados de ordem p para a série, que é:

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \dots + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (2)$$

em que $\phi_1, \dots, \phi_p$ são parâmetros desconhecidos. Este simples modelo é chamado de modelo autorregressivo de ordem p [AR(p)].

Usando o operador de defasagem B (*backward shift operator*), o modelo pode ser representado de forma geral:

$$\phi_p(B)x_t = \varepsilon_t \quad (3)$$

em que

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p \quad (4)$$

que é chamado de polinômio AR em B de ordem p .

Assim, se um AR(p) tem uma ordem muito elevada, pode-se tentar aproximar o polinômio AR por uma razão de dois polinômios, os quais juntos envolvem um número menor de parâmetros. Dessa forma, o modelo resultante é:

$$\phi_p(B)x_t = \theta_q(B)\varepsilon_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (5)$$

em que a equação (5) pode ter duas partes:

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p \quad (5a)$$

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q \quad (5b)$$

O modelo descrito em 5 é denominado autorregressivo de média móvel de ordem (p, q) [ARMA(p, q)].

Em alguns momentos pode-se considerar que a parte previsível de x_t é uma combinação linear dos mais recentes q choques $\varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q}$. Assim, o modelo Arma

da equação 5 reduz-se a um modelo de média móvel que pode ser representado da seguinte forma:

$$x_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (6)$$

De maneira geral, uma série x_t é dita estacionária se a média, a variância e as covariâncias são constantes. Contudo, grande parte das séries econômicas é não estacionária, dado que a média e a variância não são constantes na série amostral. Nesse sentido, as séries podem ser transformadas de forma a se tornar estacionárias, o que pode ser feito diferenciando-se a série. Assim, a construção de um modelo Arima (p, d, q), onde p representa a ordem da parte autorregressiva, q , a ordem da parte de média móvel e d , o número de diferenciações necessárias, pode torná-la estacionária.

De fato, para saber se uma série gerada por um processo Arma (p, q) é estacionária ou não é necessário analisar os parâmetros autoregressivos $\phi_1, \dots, \phi_p$. De forma a entender o processo toma-se AR (1) como exemplo:

$$x_t = \phi_0 + \phi_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

em que foi incluído ϕ_0 para descrever uma média diferente de zero de x_t . Aplicando a esperança nos dois lados da equação (7) temos:

$$E[x_t] = \phi_0 + \phi_1 E[x_{t-1}] + E[\varepsilon_t] \quad (8)$$

A série é dita estacionária se $|\phi_1| < 1$. Dessa maneira, para séries que não são estacionárias uma prática comum de se proceder é diferenciar a série x_t . Assim, quando uma série temporal precisa ser diferenciada d vezes – que é o filtro aplicado d vezes –, diz-se que a série é integrada.

Existem diversas formas de não estacionariedade. Por exemplo, em séries cujas observações são descritas por tendências estocásticas, essas são conhecidas como séries não estacionárias homogêneas. Assim, mediante sucessivas diferenças $\Delta x_t, \Delta^2 x_t, \Delta^3 x_t, \dots$, a série não estacionária homogênea x_t pode ser convertida numa série estacionária y_t .

$$y_t = \Delta^d x_t = (1 - B)^d x_t \quad (9)$$

Assim, quando um modelo Arma é integrado, diz-se que é um modelo autorregressivo integrado de média móvel Arima (p, d, q).

O primeiro passo é a identificação do modelo, ou seja, identificar os componentes do modelo p, d, q . Essa parte da especificação é chamada quase sempre de “identificação do modelo”. (BOX; JENKINS, 1976).

Para a identificação do modelo levam-se em consideração as funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP). Para entender detalhes da funcionabilidade da FAC e FACP ver Morettin e Toloi (2004). Para verificar a estacionariedade da série é necessário realizar alguns testes de raiz unitária (Dickey Fuller [DF], Augmented Dickey Fuller [ADF]).

Após a identificação do modelo parte-se para a estimação. Os parâmetros num modelo AR(p) podem ser estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO).

$$x_t = \phi_0 + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Os parâmetros estimados por MQO considerando um processo iterativo são consistentes e assintoticamente normais, e a estatística t padrão pode ser usada para investigar a significância de ϕ_1 a ϕ_p . A média μ de x_t pode ser estimada usando-se $\mu = (\hat{\phi}_0 / 1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - \dots - \hat{\phi}_p)$. Com isso os parâmetros estimados da série de resíduos ε_t podem ser construídos.

Após identificar e estimar os parâmetros busca-se o diagnóstico. Por isso, são aplicados alguns testes estatísticos para a comprovação e validade do modelo. Inicialmente, elaboram-se alguns modelos para comparação, de modo a facilitar a escolha pelo pesquisador do melhor modelo. Dentre os modelos estimados escolhe-se o que seja mais elaborado para ser submetido à análise, o qual indicará a necessidade ou não de parâmetros adicionais. Portanto, este teste tem como objetivo tentar corrigir algum erro que tenha sido cometido quando da identificação do modelo.

Outro teste é o Ljung e Box (1978), que testa a significância conjuntamente das m primeiras autocorrelações dos resíduos.

$$LB(m) = n(n + \sum_{k=1}^m (n-k)^{-1} r_k^2(\varepsilon)) \quad (11)$$

A hipótese nula aponta para a não existência de autocorrelação nos resíduos para as defasagens de 1 a m de um modelo Arima (p, d, q). O teste de Ljung e Box (LB) segue distribuição assintótica qui-quadrado $\chi^2(m-p-q)$, desde que m/n seja pequeno e m , moderadamente grande.

E para finalizar supõe-se que as realizações que compõem a série de resíduos sejam independentes e identicamente distribuídas com base na distribuição normal (média zero e variância σ^2). Diante dessa suposição, pode-se comprovar a eficácia das estimativas dos parâmetros e usar o teste t na análise.

Se na fase de diagnóstico for aprovado mais de um modelo, deve-se proceder a uma previsão *ex-post* para cada modelo remanescente. O modelo que apresentar para essa previsão os menores valores, para o critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação Bayesiana (BIC), será o mais adequado.

O objetivo primordial da estimação consiste em prever x_{T+l} ($l \geq 1$) como resultado de uma combinação linear das observações $x_T, x_{T-1}, \dots$, sendo essas consideradas previsões do tipo:

$$x_t(l) = \eta_0 x_T + \eta_1 x_{T-1} + \eta_2 x_{T-2} + \dots + \eta_n x_{T-n} \quad (12)$$

que podem ser representadas por uma combinação linear dos erros passados:

$$x_t(l) = \varepsilon_0 a_T + \varepsilon_1 a_{T-1} + \varepsilon_2 a_{T-2} + \dots + \varepsilon_n a_{T-n} \quad (13)$$

A atualização da previsão é uma combinação linear da previsão anterior de x_{T+l+1} feita no instante T com o erro de previsão um passo à frente, desde que seja a mais recente, representado por:

$$e(l) = x_{T+l} - x_T(l) = a_{T+l} \quad (14)$$

Para Granger e Newbold (1986), entre outros, a metodologia Box-Jenkins é usual em séries com mais de cinquenta observações. Outra observação importante, feita por Fischer (1982), com relação aos modelos Arima está relacionada ao limite do horizonte de previsão, ou seja, os modelos Arima apresentam a característica geral de suas previsões reverterem à média quando o horizonte de previsão aumenta. Por isso, a previsão desses modelos deve ser feito no curto prazo.

Resultados e discussão

Análise descritiva de dados

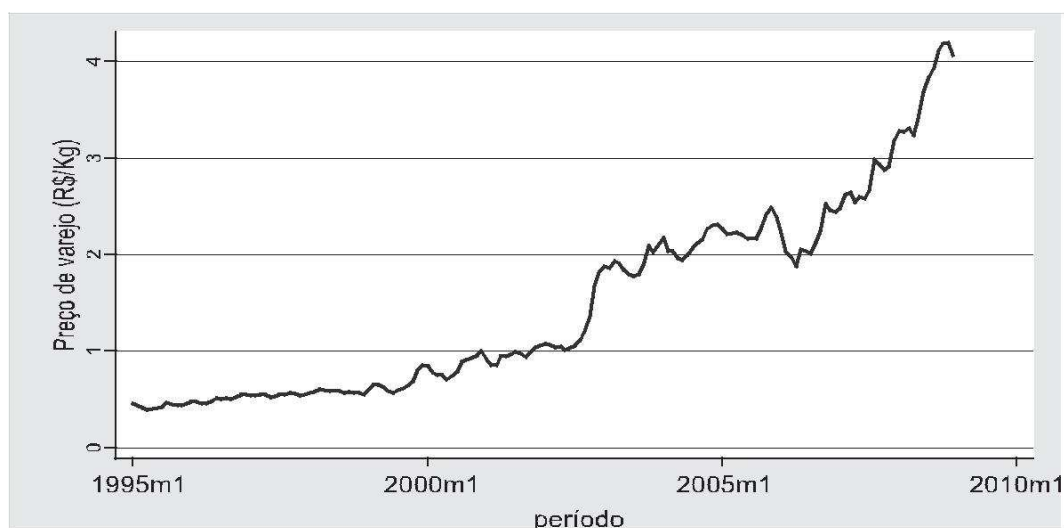
A série utilizada no presente artigo compreende o preço mensal médio no varejo do quilo de carne de frango para o estado de São Paulo, sendo o uso de dados mensais importante uma vez que permite uma análise de curto prazo.

A Figura 1 apresenta a evolução dos preços médios no varejo para o estado de São Paulo no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2008. A escolha do período justifica-se na medida em que se opta por excluir da análise os períodos pré e de transição da implementação do Plano Real. Dessa forma, podem-se eliminar distorções de preços provenientes do período de inflação elevada e da transição para o novo plano econômico.

Pode-se observar uma tendência de elevação dos preços (R\$/kg) no varejo do frango ao longo do período em análise. Além disso, existem na série três períodos distintos: um que vai do ano de 1995 até 2002; outro, de 2003 até 2006, e, por fim, de 2007 a 2008. Cabe observar que no primeiro período em questão percebe-se que o preço do frango ao varejo permanece com um preço que oscila entre valores

próximos de R\$ 0,50 a R\$ 1,00, em termos de preço médio. Neste período, o preço baixo do frango permitiu uma elevação do consumo, sobretudo entre as famílias de baixa renda, sendo considerando um dos símbolos do consumo pós-implementação do Plano Real (Fig. 1).

A análise da Figura 1 ainda permite observar que a menor variação no preço do frango ocorreu em janeiro de 2001, quando se verifica que a queda relativa dos preços em relação ao mês anterior foi de 9,57%. Por sua vez, a maior valorização dos preços pode ser observada em novembro de 2002, 23,05%. Portanto, o período crítico para o preço ao varejo de frango foi entre 2001 e 2002, coincidindo com a transição do governo Fernando Henrique para o de Lula. Isso demonstra o período de instabilidade, refletindo nos preços dos alimentos, em especial, no preço do frango.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IEA (2009).

Figura 1 - Comportamento do preço (R\$/kg) da carne de frango ao varejo para o estado de São Paulo no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2008

O segundo período observado corresponde ao período de 2003 a 2005, no qual se observa uma mudança no nível dos preços, que passam a oscilar entre R\$ 1,50 a R\$ 2,50. Este período corresponde ao início do novo governo do presidente Luis Inácio Lula da Silva, quando especulações em torno do novo governo fizeram aumentar os níveis de inflação. Cabe observar ainda que nesse período a economia mundial cresceu – média de 3% a 4% a.a. no período – e, quando isso ocorre, a demanda de carne de frango também cresce. Outro fator que merece destaque por ter

impacto no aumento do preço da carne de frango é a incidência da doença da “vaca louca”. Com a doença percebe-se uma substituição por parte dos consumidores da carne bovina pela carne de frango; conseqüentemente, observa-se um aumento na demanda de carne de frango, com conseqüente elevação do nível de preço (Fig. 1).

No entanto, quando o problema da “vaca louca” começa a ser superado, surge a questão da gripe aviária. As informações sobre um subtipo agressivo da gripe de aves provocou um forte impacto em vários países asiáticos, visto que a doença impôs restrições às exportações desses países. Nos três primeiros trimestres de 2006 houve uma queda nos preços, contudo a partir do último trimestre deste ano, com a queda no fornecimento de carne em virtude da gripe aviária, observa-se uma elevação de preços que segue até o ano de 2008. Nesse período de alta os preços no varejo oscilam entre R\$ 2,50 e R\$ 4,50. Assim, para países exportadores não afetados pela gripe do frango, como o Brasil, a produção de frango cresceu rapidamente em razão da grande demanda externa, como, por exemplo, do Japão. Conseqüentemente, o efeito sobre os preços foi rápido (Fig. 1).

Ressalta-se ainda que a melhora na venda no varejo da carne de frango nos últimos anos pode estar relacionada com o próprio aumento da demanda interna, visto que a população brasileira aumentou sua capacidade de consumo graças ao aumento no nível de emprego e dos salários (que foram reajustados acima da inflação). Além dos programas sociais que vêm estimulando o consumo, favorecendo as vendas de carne de frango, outro fator contribuinte para a elevação dos preços no varejo de carne de frango foi aumento dos preços da carne bovina, tendo como efeito a substituição desta pela de frango. Outros prováveis responsáveis pelo avanço do preço da carne de frango são as elevações dos preços dos insumos – milho e soja – que são a base da alimentação das aves nos criadouros. (IEA, 2009).

A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva dos preços médios de varejo do frango (R\$/kg) para o estado de São Paulo. Observa-se que a média de preço para o varejo foi de R\$ 1,47 kg; o preço máximo foi atingido em novembro de 2008 e o preço mínimo, em abril de 1995. Além disso, o desvio de preço ficou em R\$ 0,99 kg para o preço de frango.

Tabela 1 - Estatísticas básicas para os preços (R\$/kg) médios de varejo da carne de frango no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2008 para o estado de São Paulo

Variáveis	Média	Máximo	Mínimo	DP	Observações
Preço (R\$/kg)	1,47	4,18	0,39	0,99	168

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IEA (2009).

Diante da importância do setor de carne de frango de varejo no Brasil, sobretudo em razão do consumo por grande parte das famílias de baixa e média renda, torna-se importante estabelecer uma análise de mercado baseada num modelo de previsão que permita observar as tendências de mercado. De posse de informações básicas feitas nesta seção, parte-se, então, para a análise do modelo Arima para previsão de preços de varejo da carne de frango no Brasil.

Análise dos modelos Arima

A construção dos modelos de séries temporais univariados tem base na teoria de que estes consideram um conjunto de informações que estão presentes nos dados e que têm um comportamento ao longo do tempo; assim, permite mostrar estimativas sobre a trajetória futura da variável.

O correlograma da série de preço de varejo de carne de frango apresentou um comportamento lentamente declinante. A análise do correlograma dá indícios de que a série possui raiz unitária. Para verificar a autenticidade desse comportamento fez-se o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), cujo objetivo é corroborar os indícios de raiz unitária observados no correlograma.

Os testes ADF para série de preço de varejo linearizada de carne de corte são apresentados na Tabela 2. A estatística do teste para o modelo completo (com constante e tendência) mostra que o valor calculado (-1,99) é maior que o valor crítico (-3,45); consequentemente, pode-se observar a presença de raiz unitária, porém o termo de tendência é não significativo e a constante é significativa. Enfim, a hipótese nula de presença de raiz unitária é verificada, o que confirma a não estacionariedade da série

Tabela 2 - Resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado para os preços varejo de carne de frango para estado de São Paulo

Variáveis	k	T_r	T_μ
<i>Lnfrango</i>	6	-1,99	0,27

Fonte: elaboração própria com base nos dados do IEA (2009).

Nota 1: os valores críticos utilizados para as estatísticas T_r e T_μ são -3,50 e -3,26, respectivamente.

Parte-se, agora, para a realização do teste de raiz com uma diferença (Tab. 3). Percebe-se que, fazendo a primeira diferença, torna-se a série estacionária, ou seja, esta é a ordem em que é preciso diferenciar a série para que se torne estacionária.

Tabela 3 - Resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado para série diferenciada dos preços de varejo da carne de frango para o estado de São Paulo

Variáveis	k	T_{τ}	T_{μ}
<i>Lnfrango</i>	6	-6,48	-6,42

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IEA (2009).

A estatística do teste para o modelo completo (com constante e tendência) mostra que o valor calculado (-6,48) é menor que o valor crítico (-3,45). Este resultado demonstra que foi eliminado o problema da raiz unitária, porém, mais uma vez, o termo de tendência é não significativo e a constante é significativa (Tab. 3).

Após tornar a série estacionária usa-se o teste de diagnóstico de modo a verificar se na série os erros são não autocorrelacionados, em que a autocorrelação da amostra individual terá distribuição normal com média zero e variância $1/T$ sob a hipótese de que a série é ruído branco.

O teste de diagnóstico mais comum utilizado é o de Ljung-Box. A distribuição deste teste é qui-quadrado com p graus de liberdade. A estatística de Ljung-Box é relevante, porque este procedimento possui as melhores propriedades para amostras finitas. A estatística Ljung-Box (Q) permite observar a estacionariedade dos resíduos, de modo a confirmar a estacionariedade das séries.

Neste caso a série de preço médio de varejo da carne de frango apresentou ruído branco em primeira diferença. Esses resultados podem ser corroborados pela realização do teste da raiz unitária ADF (Tab. 1), o qual mostrou que a série é estacionária em primeira diferença. Assim, feito o estudo do correlograma e diagnosticados a ordem e o grau de integração das séries, têm-se os seguintes valores para o processo Arima.

Para este trabalho foram estimados seis modelos como os mais prováveis, cujos resultados dos critérios de informação AIC e BIC são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 - Modelos estimados e resultados segundo os critérios de informação AIC E BIC

Ordem	Modelo	AIC	BIC
1	AR(1, 2,30)	-3,35	-3,28
2	AR(1,6,30)	-3,43	-3,35
3	AR(1, 6, 10, 30)	-3,40	-3,31
4	MA(1,6,30)	-3,41	-3,35
5	AR(1, 6, 10) MA(1)	-3,34	3,23
6	AR(6, 30) MA(1) MA(2)	-3,35	-3,27

Fonte: elaboração própria com base nos dados do IEA (2009).

A partir dos modelos sugeridos pela ordem de integração propostos pelo correlograma, além da utilização do critério da parcimônia, procedeu-se à escolha dos modelos candidatos à previsão. Neste caso, conforme resultados da Tabela 3, o modelo que apresentou os menores valores para os critérios de informação AIC e BIC foi o modelo 2, ou seja, o AR(1, 6, 30). Assim, este modelo será selecionado para fazer previsão sobre o preço de varejo da carne de frango em São Paulo.

Como já ressaltado, o modelo de Box-Jenkins é utilizado para previsões de curto prazo. Com o objetivo de verificar se o modelo escolhido apresenta o melhor desempenho em termos de previsão, optou-se por deixar de fora as observações referentes aos meses de setembro, outubro, novembro e dezembro. Este procedimento é relevante na medida em que pode corroborar ou não com o modelo escolhido para previsão. Os dados da Tabela 5 apresentam os preços observados estimados diferenciados, além da diferença percentual entre eles.

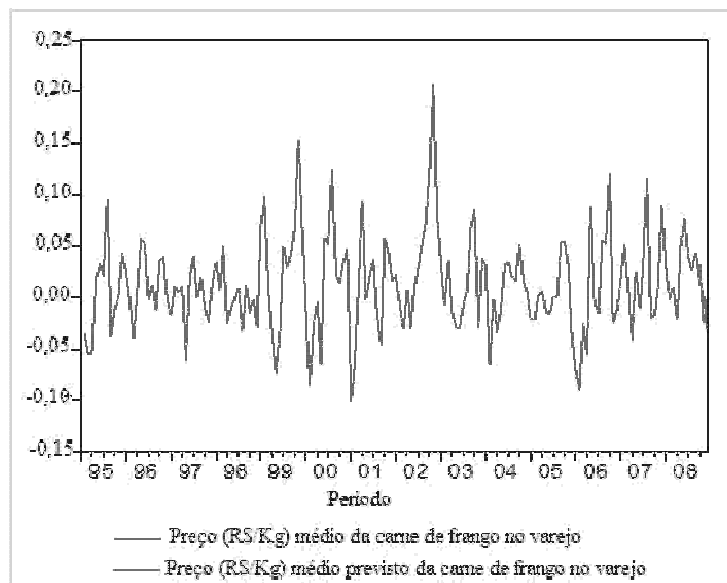
Tabela 5 - Resultado da previsão da diferença de preço médio mensal de varejo de carne de frango para o estado de São Paulo AR(1, 6, 30), no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2008

Período	Valores observados	Valores previstos
Set/2008	1,043	1,028
Out/2008	1,018	1,041
Nov/2008	1,000	0,997
Dez/2008	0,969	1,001

Fonte: Elaboração própria.

Dados os resultados observados (Tab. 5), pode-se perceber que o modelo utilizado e os valores obtidos na previsão são muito próximos dos valores reais no intervalo de quatro meses de estimativa.

A qualidade da previsão pode ser corroborada pela Figura 2. As séries de preços médios mensal de carne de frango para previsões foram feitas com base na série diferenciada. Pode-se perceber que a série prevista segue a trajetória observada da série original, embora com uma variação mais moderada.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IEA (2009).

Figura 2 - Previsão do preço (R\$/kg) da carne de frango no varejo para o estado de São Paulo

Os resultados ainda mostram que a diferença percentual entre a previsão e o valor real observado ficou entre 1,4 e 3,3%; portanto, o desempenho de previsão do modelo foi bom, uma vez que esses valores são considerados satisfatórios em modelos de previsão de preços.

Considerações finais

Valores observados de uma série no tempo podem ser empregados para ajuste da série do preço médio no varejo de carne de frango para o estado de São Paulo e, conseqüentemente, para previsão de valores futuros. Nesse sentido, o objetivo deste artigo foi encontrar um modelo de previsão de séries de tempo mais adequado para o preço médio mensal de carne frango no varejo. Para tal foi utilizada a metodologia de Box-Jenkins.

Foram estimados seis modelos com base no desempenho “preditivo”, e a escolha do modelo mais adequado deu-se com base no critério de AIC e BIC de cada modelo. Após tornar a série estacionária, o modelo mais adequado encontrado foi AR(1,6,30). Com base na análise de resultados, pode-se observar que os valores previstos ficaram bem próximos dos valores observados.

Contudo, cabe uma ressalva ao se fazerem previsões baseadas em valores pas-sados. Esses podem apresentar valores diferentes dos valores reais observados, pois em séries econômicas choques podem afetar a trajetória dessa variável. Pre-visões não consideram fatos não esperados que possam afetar seu preço no futuro, porém isso deve ser levado em consideração, sobretudo quando se analisa *commo-dity*, como é o caso do preço médio da carne de frango, que está sujeita a oscilações de preços no mercado internacional.

Forecast model of Box-Jenkins of the price for average retail chicken meat to state of São Paulo

Abstract

The last years the market for chicken meat has changed, and Brazil became more competitive and largest exporter. Thus, Brazil has to suffer from price fluctuations in the international market. Understand how these changes in international prices affect prices on the Brazilian's consumer made a forecast model price for the average retail price of chicken meat to the state of Sao Paulo, since this is the largest market consumers in Brazil. To achieve this goal we used the forecast model of Box-Jenkins. The results show that the forecasts are similar to the behavior of the price of the original series showing that this type of analysis can be an important guide for agents operating in the market.

Key words: Chicken. Retail price. Box-Jenkins. Forecast.

Modelo de predicción de Box-Jenkins para el precio promedio de la carne de pollo al por menor para el estado de São Paulo

Resumen

En los últimos años el mercado de la carne de pollo ha cambiado, y Brasil se hizo más competitivo pasando a ser el mayor exportador. Con eso, el país comenzó a sufrir con las oscilaciones de los precios del mercado internacional, especialmente el sector minorista. A fin de observar como esos cambios en los precios internacionales afectan a los precios en el mercado consumidor brasileño se ha realizado un modelo de predicción de precio para el precio promedio al por menor de la carne de pollo para el estado de Sao Paulo, ya que éste es el mayor mercado consumidor del Brasil. Para lograr dicho objetivo fue utilizado el modelo de predicción de Box-Jenkins. Los resultados encontrados mostraron que las predicciones fueron similares al comportamiento del precio de la serie original señalando que ese tipo de análisis puede ser una guía importante para los agentes que actúan en ese mercado.

Palabras-clave: Pollo. Precio minorista. Box-Jenkins. Predicción.

Referências

- ABEF. Associação Brasileira dos Exportadores de Frango. Site institucional. Disponível em: <<http://www.abef.com.br/default.php>>. Acesso em: 2 mar. 2009.
- AGUIAR, D. R. D.; PINHO, J. B. (Ed.). *O agronegócio brasileiro: desafios e perspectivas*. Poços de Caldas: Sober, 1998. v. 1, p. 429-440.
- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. *Time series analysis: forecasting and control*. San Francisco: Holden Day, 1976.
- EVANGELISTA, F. R.; NOGUEIRA FILHO, A.; OLIVEIRA, A. A. P. A avicultura industrial de corte no nordeste: aspectos econômicos e organizacionais. In: CONGRESSO NACIONAL DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, XLVI, 2008, Rio Branco/AC. *Anais...* Rio Branco: Sober, 2008.
- FISCHER, S. *Séries univariantes de tempo metodologia de Box e Jenkins*. Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística, 1982.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Site Institucional. Disponível em: http://www.fgvdados.fgv.br/dsp_series.aspFGVDADOS. Acesso em: 2 mar. 2009.
- GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. *Forecasting economic time series*. 2. ed. Academic Press, 1986.
- IEA. Instituto de Economia Agrícola. Site Institucional. Disponível em: <http://www.iea.gov.br>. Acesso em: 2 mar. 2009.
- LIMA, J. F. et al. Apontamentos sobre as tendências do preço do frango de corte no Brasil. In: CONGRESSO NACIONAL DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, XLIV, 2006, Fortaleza/CE. *Anais...* Fortaleza: Sober, 2006.
- LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, v. 65, p. 297-303, 1978.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. *Análise de séries temporais*. Edgard Blücher, 2004.
- SANTINI, G. A.; PIGATTO, G. Competitividade da indústria de frangos de corte no comércio internacional. In: CONGRESSO NACIONAL DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, XLIV, Fortaleza - CE. *Anais...* Fortaleza: Sober, 2006.
- SILVA, R. de O. P. E. Perfil das exportações da avicultura de corte do estado de São Paulo. In: CONGRESSO NACIONAL DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, XLV, Londrina - PR. *Anais...* Londrina: Sober, 2007.
- STADUTO, J. A. R. et al. As exportações de carne de frango e as habilitações de produções de produtos para o mercado internacional: um estudo da mesorregião Oeste do Paraná. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, XLVI, Rio Branco - AC. *Amazônia, mudanças globais e agronegócio: o desenvolvimento em questão*. Londrina: Sober, 2008.
- TEIXEIRA, E. C. FERREIRA FILHO, J. B. S. Estrutura de oferta e de demanda derivada da produção de frangos de corte no Brasil a partir de uma função lucro translog. In: CONGRESSO NACIONAL DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, XLVI, Rio Branco - AC. *Anais...* Rio Branco: Sober, 2008.