



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



ANÁLISE DE QUEBRA ESTRUTURAL E PREVISÃO DO PREÇO DO FEIJÃO RECEBIDO PELO PRODUTOR NO BRASIL

GIBRAN SILVA TEIXEIRA; PABLO AURÉLIO LACERDA DE ALMEIDA PINTO;

UFPB

JOÃO PESSOA - PB - BRASIL

tgibran@hotmail.com

APRESENTAÇÃO ORAL

Comercialização, Mercados e Preços

ANÁLISE DE QUEBRA ESTRUTURAL E PREVISÃO DO PREÇO DO FEIJÃO RECEBIDO PELO PRODUTOR NO BRASIL

Grupo de Pesquisa: (1) Comercialização, Mercados e Preços
Apresentação: Oral

Resumo

Neste artigo realiza-se uma análise de quebra estrutural e uma previsão para o preço médio mensal do feijão (recebido pelo produtor brasileiro) a partir de uma série temporal que compreende o período janeiro/1996 - dezembro/2007. Os resultados demonstraram que a série em questão apresenta uma quebra estrutural no período referente a outubro de 1999, fator este que levou ao corte da mesma, sendo considerado na análise o intervalo de janeiro de 2000 a dezembro de 2007, totalizando 96 observações. Para a previsão, adota-se a metodologia Box-Jenkins, identifica-se para tal previsão o método autorregressivo integrado com média móvel (*ARIMA*). Verifica-se por meio de uma previsão *ex-ante*, fundamentada nos dados amostrais, um aumento no preço futuro do produto para os próximos nove meses.

Palavras-chaves: Preço do Feijão, Quebra Estrutural, Previsão

Abstract

In this article it is realized one analyses of structural broke and one bean's average price forecast (received by the Brazilian producer) begging from one temporal series that typifies the period from January/2006 to December/2007. The results demonstrate that the series in study presents one structural broke in the period referent to October 1999, this factor brought to the elimination of the same, being considerate the analyses of the



period from January 2000 to December 2007, totalizing 96 observations. For the forecast, it is used the Box-Jenkins methodology, it is identified for such prevision the autoregressive method integrated with the mobile average (ARIMA). It is verified by one ex-ante prevision, based in the sample data, one increase in the future price of the good for the next 9 months.

Key Words: Beans Price, Structural Broke, Forecast

1. INTRODUÇÃO

A produção mundial de feijão vem crescendo progressivamente chegando ao patamar de 19 milhões de toneladas, segundo dados da Food and Agriculture Organization of the United Nations - FAO (2004), cerca de 17,4% da produção mundial é proveniente do Brasil, tornando o mesmo o maior produtor mundial do produto.

Apenas 8% da produção mundial destina-se à exportação, pois os principais consumidores também são os principais produtores da cultura. Sendo assim, o mercado externo não influencia o mercado do produto no Brasil.

Apesar do Brasil ser o maior produtor mundial de feijão e a área ocupada com a cultura do feijoeiro aumentar a cada ano, sua produção ainda está aquém do necessário para suprir a demanda interna, que teve um acréscimo de 20% em relação a safra 2004/2005 (CONAB 2007), tornando assim o país importador desse produto. De acordo com dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, a quantidade importada varia em função dos resultados das safras, no período de 2000 até 2006, foram importadas em média 100 mil toneladas

Além de sua importância econômica, o feijão se constitui em um dos alimentos básicos da população brasileira e é uma das alternativas de exploração agrícola em pequenas propriedades, de ocupação de mão-de-obra menos qualificada e um dos principais produtos fornecedores de proteína na dieta alimentar dos estratos sociais economicamente menos favorecidos. (EMBRAPA ARROZ E FEIJÃO, 2006).

Diante do exposto acima faz-se necessário evidenciar alguns pontos críticos acerca do consumo deste produto no Brasil. Segundo a POF/IBGE, as quantidades adquiridas de feijão variam inversamente em relação aos rendimentos. Famílias com rendimentos mais elevados adquirem quantidade 30% menor. A quantidade adquirida de feijão é destaque na Região Nordeste que é cerca de 50% acima da média nacional. As despesas médias da família brasileira com alimentação, na área urbana do Brasil, comprometem cerca de 16% das despesas totais das famílias brasileiras, nas famílias com a renda até R\$ 400,00 esse percentual eleva-se para 30%.

Por ser um alimento indispensável no cardápio dos brasileiros, o estudo do comportamento das oscilações dos preços do feijão e os seus respectivos impactos nas atividades econômicas e sociais é de extrema relevância.

Recentemente o preço desse produto sofreu uma apreciação drástica chegando ao final do ano de 2007 com alta de 150%, sendo muitas vezes colocado como o vilão da inflação no ano. Mas esse aumento tem suas causas e conseqüências, por se tratar de um produto agrícola o mesmo está propenso a sofrer das interpéries climáticas e ambientais.



Dentre os principais problemas relacionados com a baixa produção de feijão no Brasil estão à competição com plantas daninhas, estresse hídrico e o ataque de pragas e doenças.

Entretanto, o preço se constitui numa variável importante na determinação da oferta e da demanda. A possibilidade de antever o comportamento pode ser decisiva no que diz respeito às pretensões dos produtores, principalmente quando se trata de uma cultura de forte apelo econômico e social no mercado brasileiro. Neste sentido torna-se relevante o estudo do preço recebido pelo produtor o que, por sua vez, induz o emprego de ferramentas econométricas na determinação futura do comportamento do produto.

Uma das técnicas usadas pela econometria contemporânea para a previsão do comportamento de variáveis se constitui no emprego de modelos univariados – ou modelos de uma única variável. Este tipo de modelo econométrico foi desenvolvido inicialmente por G. P. Box E G. M. Jenkins. A metodologia de Box-Jenkins¹ parte do princípio de que os modelos podem ser construídos a partir da informação contida nos próprios dados. Assim, será apenas o próprio comportamento da variável que responderá pela sua dinâmica futura. Este tipo de modelo é conhecido na literatura como o método auto-regressivo integrado de médias móveis, ou definido simplesmente por modelo ARIMA.

Dada a relevância do assunto, o artigo se propõe a analisar a existência de quebra estrutural e conseqüentemente realizar a previsão para o preço recebido pelo produtor de feijão através da modelo ARIMA, com o objetivo de apresentar uma possível trajetória acerca do desempenho preditivo do nível de preço deste produto. Além desta introdução, o trabalho é composto por mais quatro partes. Na segunda parte, expor-se-á o modelo ARIMA e suas propriedades teóricas. Na terceira apresentar-se-á a análise e discussão dos resultados obtidos. Na seção seguinte serão expostas as considerações finais sobre o trabalho. Por fim, apresentar-se-ão as referências bibliográficas utilizadas.

2. METODOLOGIA

A metodologia utilizada fundamenta-se na construção de modelos univariados de previsão de preços com base em dados de séries temporais. Os dados utilizados foram os preços recebidos pelos produtores de feijão oriundos da Fundação Getúlio Vargas (FGV-Agroanalysis) tendo como intervalo de tempo janeiro de 1996 a dezembro de 2007. O tratamento de atualização dos preços foi realizado com base no Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna (FGV/IGP-DI), visto que esse índice é realizado de forma a constituir uma média de outros índices como o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), o Índice de Preços da Construção (IPC) e outros índices, que o caracterizam como um índice amplo que abrange os diversos setores da economia. A seguir será tratado o tema quebra estrutural e logo após a metodologia Box-Jenkins.

2.1 Quebra estrutural

¹ Box, G. P.; Jenkins, G. M. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco: Holden Day, 1978.



De acordo com Greene (2003), quando empregamos um modelo de regressão que envolve o uso de séries temporais, pode acontecer que se verifique uma mudança estrutural na relação entre o regressando e os regressores. Por mudança estrutural entendemos que os valores dos parâmetros do modelo não se mantêm iguais durante todo o período considerado.

As possíveis diferenças, isto é, as mudanças estruturais, podem ser provocadas por diferenças no intercepto ou no coeficiente angular, ou em ambos. Para identificar essas alterações utiliza-se o teste de Chow, muito útil nesse tipo de análise. Esse teste pressupõe que:

- (i) $\epsilon_{1t} \sim N(0, \sigma^2)$ e $\epsilon_{2t} \sim N(0, \sigma^2)$. Isto é os termos de erros nas regressões dos subperíodos se distribuem normalmente com a mesma variância (homocedástica) σ^2 .
- (ii) Os dois termos de erro, ϵ_{1t} e ϵ_{2t} têm distribuições independentes.

A mecânica do teste de Chow é a seguinte:

- a) Estima-se a regressão, que é adequada se não houver instabilidade dos parâmetros e obtêm-se SQR_3 com $(n_1 + n_2 - k)$ graus de liberdade, onde k é o número de parâmetros estimados. Denomina-se SQR_3 de soma restrita dos quadrados dos resíduos (SQR_R);
- b) Estima-se a primeira regressão e obtêm-se a soma dos quadrados dos resíduos, SQR_1 , com $(n_1 - k)$ graus de liberdade;
- c) Estima-se a segunda regressão e obtêm-se a soma dos quadrados dos resíduos, SQR_2 , com $(n_2 - k)$ graus de liberdade;
- d) Já que consideramos que os dois conjuntos de amostras são independentes, podemos somar SQR_1 e SQR_2 para obter o que podemos chamar de soma sem restrições dos quadrados dos resíduos (SQR_{SR}) que é:

$$SQR_{SR} = SQR_1 + SQR_2 \text{ com } (n_1 + n_2 - 2k) \text{ graus de liberdade}$$
- e) A idéia que embasa o teste Chow é que, se não há mudança estrutural, (isto é, se as regressões são essencialmente iguais) então a SQR_{SR} e a SQR_R não deveriam ser estatisticamente diferentes. Portanto, tomando a razão

$$F = [(SQR_R - SQR_{SR}) / k] / [(SQR_{SR}) / (n_1 + n_2 - 2k)] \sim F_{[k, (n_1 + n_2 - 2k)]}$$
Chow mostrou que, sob a hipótese nula, as regressões estimadas são iguais (isto é, não há mudança ou quebra estrutural) e a razão F acima segue a distribuição F com k e $(n_1 + n_2 - 2k)$ graus de liberdade no numerador e no denominador, respectivamente.
- f) Portanto, não rejeitamos a hipótese nula de estabilidade dos parâmetros (isto é, ausência de mudança estrutural) se o valor F calculado em uma aplicação não for superior ao valor F crítico registrado na tabela F no nível de significância (ou valor p) escolhido. Neste caso, o uso da regressão combinada pode se justificar. Em caso contrário, se o valor F calculado for superior ao valor crítico, rejeitamos a hipótese de estabilidade dos parâmetros e concluímos que as regressões estimadas são diferentes e, neste caso, o emprego da regressão combinada seria a melhor das hipóteses.



No presente artigo serão realizados os testes de quebra estrutural Perron(1997) e Zivott-Andrew(1992). Utilizando-se o *software* econométrico RATS.

2.2 Modelos de Séries Temporais: Univariados

A construção dos modelos de séries temporais univariados é fundamentada na teoria de que existe uma grande quantidade de informação presente na série de dados, sendo estes dados capazes de fornecer estimativas sobre o comportamento futuro da variável.

A construção desses modelos parte da concepção de que as séries temporais envolvidas na análise são geradas por um processo estocástico estacionário. Segundo Morettin (2006) um processo é estacionário quando ele oscila em torno de uma média constante, com variância também constante.

Um processo estacionário pode ser fortemente ou fracamente estacionário. Segundo Morettin (2006) diz-se que um processo é fortemente estacionário quando suas medidas de dispersão média e variância são invariantes ao longo do tempo.

Além disto, sua função de autocovariância depende somente dos períodos analisados e não do tempo.

Entretanto, a definição de processo estocástico choca-se com o fato de ser de caráter contínuo, ou seja, apresentar um número elevado de momentos. Portanto, numa análise mais simples será requisitada sob a presença de um número pequeno de momentos. Limitando o espaço a momentos de primeira e segunda ordem, tem-se a formulação de conceito de estacionariedade fraca, que apresenta as seguintes propriedades:

$$E\{y(t)\} = \mu(t) = \mu, \text{ constante, para todo } t \in T \quad (1)$$

$$E\{y^2(t)\} < \infty, \text{ para todo } t \in T \quad (2)$$

$$\gamma(t_1, t_2) = Cov\{y(t_1), y(t_2)\} \text{ é uma função apenas de } |t_1 - t_2| \quad (3)^2$$

Assim, pode-se interpretar um processo de estacionariedade fraca como uma situação especial que ameniza a robustez imposta pela condição de estacionariedade forte. Daqui em diante esta é a classe de processos estacionários que será discutida na análise.

A principal característica de um modelo univariado é descrever o comportamento de uma variável em termos de seus valores passados.

Assim, admita um modelo de erros auto-regressivo:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

A equação (4) expressa a variação residual em um modelo de regressão construído a partir de uma teoria subjacente elaborada, ou $y_t = \beta'x_t + u_t$. A suposição de que algum processo de séries temporais geradoras de x_t deveria estender-se igualmente a u_t é dado por duas formas. Em primeiro lugar, u_t iguala o valor anterior de u_t admitindo uma “inovação,” dado por e_t ou resíduo (ε_t). Outro método deduz que u_t pode ser interpretado como a agregação da história inteira desse resíduo (ε_t).

² Onde T é o conjunto de todas as observações.



Desta forma, um termo auto-regressivo de segunda-ordem é dado por:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \rho u_{t-2} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Esta representação explica de forma mais perfeita a dinâmica dos erros na regressão. Sendo a variável y_t no modelo:

$$y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

é definido como sendo um modelo auto-regressivo porque sob determinadas suposições satisfaz a seguinte condição:

$$E[y_t / y_{t-1}] = \alpha + \gamma y_{t-1} \quad (7)$$

Entendendo este raciocínio a uma fórmula geral, tem-se que um modelo auto-regressivo de ordem p ou processo AR(p) poderia ser escrito por:

$$y_t = \mu + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2} + \dots + \gamma_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Neste caso, temos que o comportamento futuro da variável pode ser explicado pelo seu comportamento passado, onde cada período defasado é representado por um coeficiente γ .

Uma outra forma de representar um modelo AR é o MA, entretanto é necessário o apoio da condição de invertibilidade.

Anteriormente caracterizamos um processo de erro AR (1) por:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

que será estacionário se $|\rho| < 1$, onde ε_t é ruído branco. Então

$$E[u_t] = 0 \quad \text{para todo } t \quad (10)$$

$$Var[u_t] = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1 - \rho^2} \quad (11)$$

$$Cov[u_t, u_s] = \frac{\rho^{|t-s|} \sigma_\varepsilon^2}{1 - \rho^2} \quad (12)$$

Se $|\rho| \geq 1$, então a variância e covariâncias são indefinidas.

Nós usamos ε_t para denotar as inovações ruído branco no processo ARMA. Conforme exposto anteriormente, um processo estocástico y_t é fracamente estacionário, ou de covariância estacionária, se satisfizer as seguintes propriedades:

1. $E[y_t]$ é independente de t .
2. $Var[y_t]$ é uma constante finita, positiva, independente de t .
3. $Cov[y_t, y_s]$ é uma função finita de $|t - s|$, mas não de t ou s .

Como pode ser observado, os efeitos resultantes sobre a variável y_t podem ser representados como sendo uma função dos distúrbios aleatórios anteriores. Esta é a gênese do modelo de médias móveis. Ou seja, a série observada é um somatório da história dos erros passados da variável. Assim, O modelo de médias-móveis MA (q) é representado por:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (13)$$

A partir destes dois conceitos definidos anteriormente pode-se construir um modelo mais abrangente, composto de uma parte auto-regressiva, explicado pelo comportamento passado da própria variável, e uma parte de médias móveis, explicado



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



pelos distúrbios de períodos anteriores. Este modelo é definido com modelo auto-regressivo de médias-móveis, ou modelo ARMA (p, q). Algebricamente ele é dado pela combinação das duas estruturas:

$$y_t = \mu + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2} + \dots + \gamma_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (14)$$

A estrutura do processo ARMA (p, q) tem p termos auto-regressivos, que representam a ordem de defasagens do termo auto-regressivo; e q termos de médias móveis, sendo que este representa a ordem de defasagens do termo de médias móveis.

Nesta modelagem os termos defasados de y_t representam a parte auto-regressiva do modelo, ou seja, a parte AR, enquanto que os termos defasados do termo ε_t representam a parte de média móvel do modelo, ou seja, a parte MA. Os parâmetros ε_t são trabalhados com sendo as inovações existentes associadas ao modelo. Portanto, ele será responsável em captar todos os distúrbios associados às novas informações existentes.

No caso do modelo ARMA, as condições de estacionariedade são determinadas pela parte auto-regressiva (AR) do modelo. Ele está embasado no postulado de que as séries temporais analisadas são estacionárias, ou seja, possuem média zero, variância constante e covariância não variam com o tempo.

Contudo, grande parte das séries econômicas não são estacionárias. Desta forma, estas séries precisam ser defasadas para atingir a condição de estacionariedade. Este processo também é definido como integração. Assim, o número de defasagens d necessárias para a obtenção da estacionariedade determinará o grau de integração da variável. Caso a série seja não-estacionária terá que ser defasada d vezes até se tornar uma série estacionária. Assim, temos a passagem do processo ARMA (p, q) para um modelo auto-regressivo integrado de médias móveis, ou simplesmente ARIMA (p, d, q)³.

Segundo Johnston e Dinardo (2003) em um processo de médias-móveis puro a variável y é expressa somente em termos de erros ruído branco presente e passado. Em termos práticos, isto significa que no processo MA apenas as propriedades dos processos de ordem pequena são importantes. Contudo, isto contrasta com a condição de estacionariedade, que impõe uma representação de médias móveis infinita, conforme visto acima.

A solução para este problema teórico é feito a partir da inversão do processo MA. Sendo um processo MA dado por:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (16)$$

Ele pode ser invertido; sendo reescrito da seguinte forma:

$$\mu = y_t + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (17)$$

³ Segundo Morettin e Toloi (2006) a série considerada será um processo ARIMA (p, d, q) quando poder ser expressa por: $\phi(B)\Delta^d y_t = \phi(B)\varepsilon_t$, (15) onde o valor máximo obtido por d é igual a 2. Representando o operador de defasagens.



Esta condição para estacionariedade de um processo auto-regressivo é chamada invertibilidade. Contudo, este método só terá sentido se $|\theta| < 1$. Caso isto não ocorra, significaria dizer que os valores mais distantes de y teriam um peso maior sobre o valor presente da variável y . A condição $|\theta| < 1$, que permite que os valores mais distantes do presente percam força dentro da regressão em relação aos valores mais recentes, é definida por condição de invertibilidade.

Contudo, invertibilidade não apresenta nenhuma relação com a estacionariedade de um processo. Todo processo de médias móveis com coeficientes finitos são estacionários. Se um processo ARMA é estacionário, esta propriedade está relacionada apenas com a parte auto-regressiva (AR) do modelo.

Segundo a metodologia Box-Jenkins, ao se estudar séries temporais univariadas, procura-se descobrir qual é o comportamento apresentado pela variável. A partir desta questão, inicia-se uma busca pelo modelo que melhor represente o comportamento, ou seja, se ela pode ser melhor explicada por um processo auto-regressivo AR(p), ou por um processo de médias móveis MA(q); por um modelo auto-regressivo de médias móveis ARMA (p, q), ou ainda por um processo auto-regressivo integrado de médias móveis ARIMA (p, d, q).

Este problema é resolvido a partir de um conjunto de premissas definido como método de Box-Jenkins. Johnston e Dinardo (2003) e Morettin e Toloí (2006) estabelecem que este método seja constituído em quatro etapas: a) identificação, b) estimação, c) teste de diagnóstico, ou checagem e d) previsão.

A identificação consiste na etapa da determinação dos critérios de definição do comportamento da série. Nesta fase procura-se concluir se a série segue um processo auto-regressivo AR (determinar o valor do p), ou um processo de médias móveis MA (determinar o valor de q), ou um processo auto-regressivo de médias móveis ARMA (escolher os valores de p e q), ou um processo auto-regressivo integrado de médias móveis ARIMA (determinar p, d, q).

Para determinar a ordem dos termos p, d e q são usados os métodos da função de autocorrelação (FAC) e da função de autocorrelação parcial (FACP). Abordaremos inicialmente o princípio da função de autocorrelação.

Segundo Greene (2005) a função autocovariância de um processo y_t pode ser expresso por:

$$\lambda_k = Cov[y_t, y_{t-k}] \quad (18)$$

A partir desta última pode-se estimar a **função autocorrelação**, ou FAC; que é obtida por meio da divisão da função autocovariância pela variância λ_0 . Assim, temos que a FAC é dada por:

$$\rho_k = \frac{\lambda_k}{\lambda_0}, \quad -1 \leq \rho_k \leq 1 \quad (19)$$

Assim, temos que a FAC é dada pela razão entre a covariância com k defasagens e a variância do processo y_t , sendo seu intervalo compreendido entre -1 e 1. Então ela pode ser escrita como:



$$\rho_k = \frac{Cov(y_t, y_{t-k})}{Var(y_t)} \quad (20)$$

Para um processo estacionário, a FAC será uma função de k e dos parâmetros do processo. Assim, a representação da função de auto correlação em termos amostrais é especificamente representada por:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\lambda}_k}{\hat{\lambda}_0} \quad (21)$$

O numerador representa a covariância amostral enquanto o denominador representa a variância também em termos amostrais.

Se o processo é estacionário, então $Var[y_t] = Var[y_{t-s}]$ para todo s . Também, $Var[y_t] = Cov[y_t, y_t]$ e $Cov[\varepsilon_t, y_{t-s}] = 0$ se $s < 0$.

Sendo a variância constante; pode-se dividi-la por λ_0 para obter as relações de autocorrelação. A representação gráfica da função de autocorrelação é dada a partir do correlograma amostral.

Assim, FAC apresenta a correlação total entre y_t e y_{t-k} . Contudo, uma análise baseada em termos de uma correlação total entre os termos defasados pode apresentar uma relação diferente da verdadeira relação existente. Isto porque pode haver a transferência de informação dos termos existentes entre os dois elementos envolvidos na análise, comprometendo os resultados. Uma forma de evitar este tipo de problema é eliminar algumas variáveis y_t existente entre os elementos estudados. Este processo promove uma melhor distinção entre os processos de diferentes ordens, pois remove os efeitos destas variáveis intermediárias.

Ao realizar este procedimento estamos introduzindo o conceito da função de autocorrelação parcial, ou FACP.

Esta distinção é realizada a partir dos coeficientes da autocorrelação parcial. Segundo Greene (2003) a correlação parcial entre duas variáveis y_t e y_{t-k} é a correlação simples existente entre elas menos aquela parte explicada linearmente pelos defasagens intermediárias. Algebricamente:

$$\rho_k^* = Corr[y_t - E^*(y_t / y_{t-1}, \dots, y_{t-k+1}), y_{t-k}] \quad (22)$$

A função $E^*(.)$ poderia ser a regressão linear se a média condicional fosse linear. O ótimo preditor linear é a regressão linear, temos:

$$\rho_k^* = Corr[y_t - \beta_1 y_{t-1} - \beta_2 y_{t-2} - \dots - \beta_k y_{t-k+1}, y_{t-k}] \quad (23)$$

Onde:

$$\beta = [\beta_1, \dots, \beta_{k-1}] = \{Var[y_{t-1}, \dots, y_{t-k+1}]\}^{-1} * Cov[y_t, (y_{t-1}, \dots, y_{t-k+1})]' \dots (24)$$

Esta equação será reconhecida como um vetor de coeficientes da regressão. Como tal, o que nós estamos computando é a correlação entre um vetor de resíduos e y_{t-k} .



Uma aproximação sugerida por Greene (2003) para esta definição é que: A correlação parcial existente entre y_t e y_{t-k} é o último coeficiente na projeção linear de y_t em $[y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-k}]$.

Para este propósito, as estimativas empíricas da função de autocorrelação e da função de autocorrelação parcial são instrumentos úteis.

A análise da amostra pelo FAC se dá por meio do correlograma, que é definido por:

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \quad (25)$$

A análise de r_k contra k fornece uma descrição de um método que pode ser usado para discernir qual o tipo do processo que está gerando os dados.

A análise da amostra através da FACP é a variante da FAC, extraídas as devidas defasagens intermediárias devidas. Assim, a FACP é definida por:

$$r_k^* = \frac{\sum_{t=k+1}^T y_t^* y_{t-k}^*}{\sum_{t=1}^T (y_{t-k})^2} \quad (26)$$

onde y_t^* e y_{t-k}^* são resíduos das regressões de y_t e y_{t-k} .

Os resultados da FAC e da FACP de uma série normalmente são apresentados conjuntamente.

O correlograma traça um limite assintótico, determinado um intervalo no qual as estatísticas da função de autocorrelação e de autocorrelação parcial devem variar. Este intervalo é determinado por:

$$IC = \pm 1,96(\sqrt{1/T}) \quad (27)$$

O valor de 1,96 corresponde a um intervalo relacionado à uma distribuição normal como um nível de significância de 5%.

A importância prática da identificação está no fato de que aqui ocorre a sugestão e seleção dos modelos econométricos a serem estimados, haja vista o enorme número de modelos devido às múltiplas combinações existentes das ordens dos parâmetros.

Uma vez estimados os modelos, a escolha dos melhores será baseada em critérios de checagem. Existem dois critérios para proceder a escolha dos modelos candidatos à estimação.

O primeiro é o critério da parcimônia, que se utiliza dos critérios mais usados na econometria. Estes critérios são:

Akaike Information Criterion (AIC), ou Critério de Informação de Akaike

Schwartz Bayesian Criterion (SBC), ou Critério Bayesiano de Schwartz

Suas fórmulas são:

$$AIC = T \ln(\text{soma do quadrado dos resíduos}) + 2n$$

$$SBC = T \ln(\text{soma do quadrado dos resíduos}) + n \ln(T)$$

Onde:



n = número de parâmetros estimados;

T = número de observações utilizadas.

A regra de escolha é que o melhor modelo é aquele que apresenta o menor AIC e o menor SBC entre os candidatos. Contudo, esta regra obriga a comparação dos diversos modelos para definir o menor AIC e SBC.

Se o processo é estacionário e ergódico⁴ então, as séries convergem aos verdadeiros parâmetros populacionais. Contudo, para fins práticos, a suposição de estacionariedade será suficiente para os procedimentos de estimação.

A análise dos resíduos de modelos é decisiva na escolha final do modelo. Caso os resíduos sejam autocorrelacionados, a dinâmica da série não pode ser explicada pelos coeficientes do modelo. Assim, deve-se excluir do processo de escolha o modelo que apresente autocorrelação residual.

Usam-se os testes de diagnóstico para discernir se uma série temporal parece ser não-autocorrelacionada. Onde a autocorrelação da amostra individual será aproximadamente distribuída com média zero e variância $1/T$ sob à hipótese que a série é ruído branco.

A estatística Box–Pierce⁵ aspira este objetivo. Esta estatística teste é determinada por:

$$Q = T \sum_{k=1}^p r_k^2 \quad (28)$$

é usada para testar se uma série é ruído branco. Sob a hipótese nula de que a série é ruído branco, Q segue uma distribuição de qui-quadrado com p graus de liberdade.

Um refinamento acerca deste teste é a estatística Ljung–Box⁶, representada por:

$$Q' = T(T+2) \sum_{k=1}^p \frac{r_k^2}{T-k} \quad (29)$$

Esta estatística de teste também segue uma distribuição de qui-quadrado com p graus de liberdade. A ênfase dada à estatística Ljung–Box recai no fato de que este procedimento possui as melhores propriedades para amostras finitas do que a estática da Box – Pierce. Em ambos os casos, T representa o número de observações, enquanto k representa o número de parâmetros estimados.

Contudo, a interpretação de ambos é a mesma. Se o $Q_{CALC} > Q_{TAB}$ para determinado nível de significância, não se aceita a hipótese nula (H_0) de que os resíduos não são autocorrelacionados. Porém, isto implica em aceitar a hipótese alternativa (H_a) de que pelo menos uma autocorrelação r_k é estatisticamente diferente de zero - o erro não é ruído branco. No caso da aceitação da hipótese alternativa, rejeita-se o modelo.

⁴ Ergodicidade está relacionado a sistemas nos quais a evolução futura pode ser prevista através de cálculos probabilísticos, desde que o evento possa ser repetido.

⁵ Box, G. E.; Pierce, D. A.; *Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models*. Journal of the American Statistical Association, v.65, p. 1509 – 1526, 1970.

⁶ Ljung, G. M.; Box, G. E. *On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models*. Biometrika, v.66, p. 66 – 72, 1978.



A última etapa a ser executada pelo procedimento de Box-Jenkins consiste em realizar a previsão. Ou seja, testar o potencial do modelo de prever os potenciais valores futuros para a série estudada. A previsão a ser realizada pode assumir dois aspectos. Num momento ela pode ser usada pra prever valores futuros, que ainda não existem. Este tipo de previsão é chamada de previsão *ex-ante*. Pode haver também a realização de previsões acerca dos valores já existentes dentro da série estudada. Este tipo de previsão é conhecido como previsão *ex-post*. Outro critério consiste na análise dos resíduos da regressão. Este critério é baseado na escolha do modelo que possui o menor Erro Quadrado Médio. O mesmo está fundamentado no ajustamento obtido por meio da inclusão no modelo de variáveis defasadas adicionais. A melhor previsão será aquela que apresentar o menor Erro Quadrado Médio. Contudo, deve-se destacar que o modelo ARIMA só possibilita previsões eficazes para períodos de curto prazo.

3. ANÁLISE DOS DADOS E PREVISÕES

O trabalho teve seus dados coletados pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e disponibilizado no portal de informações econômicas do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), este último, disponibiliza o comportamento do preço (em R\$) mensal do feijão no mercado brasileiro durante os anos de 1996 a 2007, totalizando 144 observações. Vale salientar que a metodologia para o cálculo desse preço mensal é entendida como uma média entre os valores pagos aos diversos produtores nacionais deste bem. Para que não se torne repetitivo, é importante ressaltar que em todos os momentos que se referir ao preço do feijão neste artigo, estará fazendo-se referência ao valor atualizado (tendo como base o período de dezembro/2007) do quilo (1kg) do mesmo.

Os preços recebidos pelos produtores de feijão foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna (IGP-DI), da FGV, tendo como base dezembro de 2007. Como esse índice absorve a variação dos preços da economia como um todo, constitui-se em base para representar o comportamento real de compra do agricultor.

Fundamentada na série deflacionada e dessazonalizada do preço do feijão entre 1996-2007 pretende-se realizar uma previsão para os 06 (seis) meses seguintes para o preço médio recebido pelos produtores, através do modelo *ARIMA* realizando o diagnóstico do(s) modelos(s) estimado(s) e decidindo, portanto, a melhor especificação para a previsão.

Com relação às estatísticas da série, algumas observações podem ser colocadas. O preço médio do quilo do café (em valor real, com base em dezembro/2007) durante o período analisado é de R\$1,66 chegando a atingir um valor máximo de R\$3,64 (junho/1998) e um valor mínimo de R\$1,06 (abril/2007). O desvio-padrão desse preço é de R\$0,65.



Figura 1:



Fonte: Elaboração própria

* Valores atualizados para dezembro/2007

Na figura 1 visualiza-se o comportamento dos preços do feijão (R\$/1 kg) e verifica-se que, ao longo do tempo, o mesmo segue um comportamento de altas e quedas durante o período analisado. Característica geralmente peculiar a preços de produtos agrícolas, em função da sazonalidade. De acordo com Lima Neto e Loureiro (2003), a tendência compreende um movimento dominante de uma série temporal, segundo o qual a mesma se desenvolve em um longo intervalo de tempo. Dessa forma, não se consegue determinar uma tendência a esta série, pois essa hipótese – de uma maneira geral – não é encontrada na mesma

Para se compreender as variações sazonais no preço do feijão, calcula-se o índice mensal de sazonalidade. Este índice é obtido, num primeiro momento, pela divisão entre o preço mensal do produto em um determinado ano e preço médio anual daquele mesmo ano. Num segundo momento, calcula-se uma média para cada mês durante todo o período amostral (1996-2007) e obtém-se o índice mensal de sazonalidade. Matematicamente, tem-se:

$$i_n = \frac{\sum_{n=1}^k \frac{p_n}{\bar{p}_a}}{k}$$

Onde:

i_n = índice de sazonalidade do mês n

p_n = preço do feijão no mês n

\bar{p}_a = preço médio anual do feijão

k = número de observações registradas na amostra do respectivo mês.

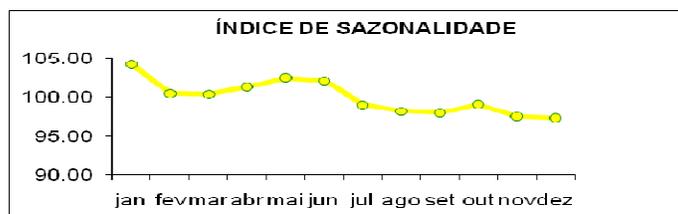
No caso deste artigo, a finalidade de se calcular o índice de sazonalidade (i_n) é simplesmente evidenciar em qual mês o preço do feijão recebido pelo produtor no Brasil atinge um nível máximo e um patamar mínimo. Pela figura 2, visualiza-se que o preço atinge um máximo no mês de janeiro e um mínimo no mês de dezembro.

Figura 2:



SOBER

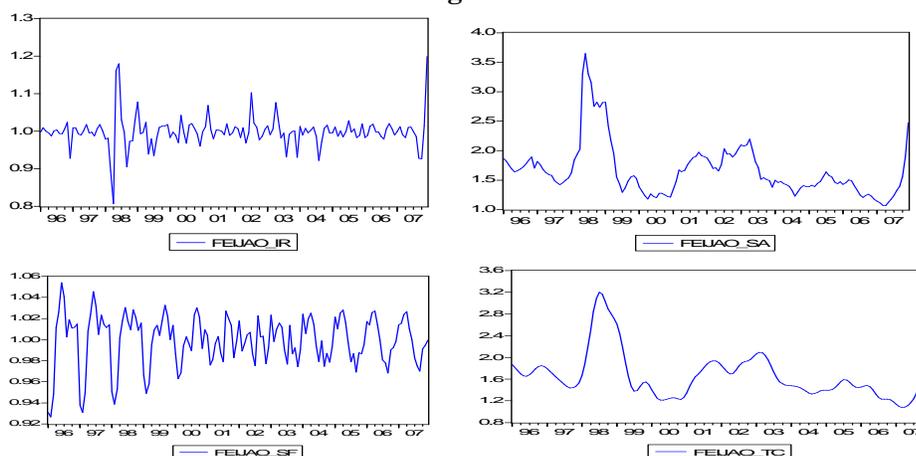
XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



Fonte: Elaboração Própria

Após a identificação do índice de sazonalidade da série, torna-se necessário realizar a decomposição da mesma, retirando os componentes: sazonais, cíclicos, irregular e tendência. Na figura 3, a seguir, esses componentes são ressaltados. Todas essas análises foram realizadas pelo método X12-Arima com o auxílio do *software* econométrico EVIEWS.

Figura 3:



Fonte: Elaboração Própria.

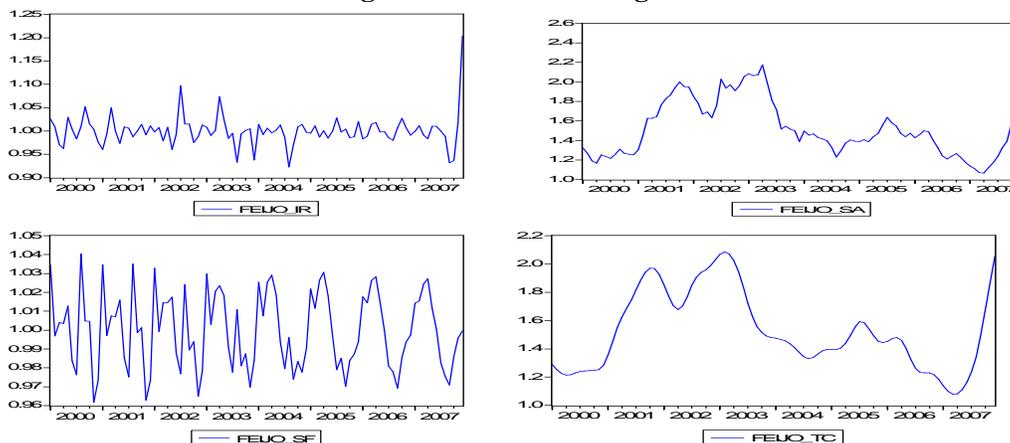
Segundo Lima Neto e Loureiro (2003), o movimento cíclico compreende as oscilações de longo prazo que podem ocorrer em torno de uma linha de tendência. Tais movimentos podem ser ou não periódicos e somente são considerados quando ocorrem depois de intervalos de tempo superiores há um ano.

A análise visual da figura 1 nos indica que a série sofreu um crescimento no período entre 1996 e 1998. Passou de um patamar de R\$1,65 para um em torno de R\$3,65. A partir de 1999 verifica-se uma queda brusca nos preços, evidenciando-se a importância do estudo de quebra estrutural. No entanto, para verificar se realmente ocorreu uma quebra estrutural a partir de 1999, foram utilizados os testes de Perron(1997) e Zivott-Andrew(1992).

O teste de Perron(1997), para a quebra estrutural endógena apresentou a estatística de $T = -4,14$ para 1999:10 sendo que os valores críticos foram: a 1% de significância = $-6,21$ e a 5% de significância = $-5,55$. Para o teste de Zivott-Andrew(1992), para quebra estrutural exógena apresentou a estatística $T = -3,2$ para 1999:04 sendo que os valores críticos foram: a 1% de significância = $-5,34$ e a 5% de significância = $-4,80$. Dessa

forma, em virtude da série apresentar uma quebra estrutural, realizou-se um corte na mesma e considerou-se para fins de análise o intervalo de Janeiro de 2000 a Dezembro de 2007. Com isso a série passou a ter 96 observações. A figura 4 abaixo retrata o estudo da nova série com seus componentes.

Figura 4 – Estudo da segunda série



Fonte: Elaboração própria

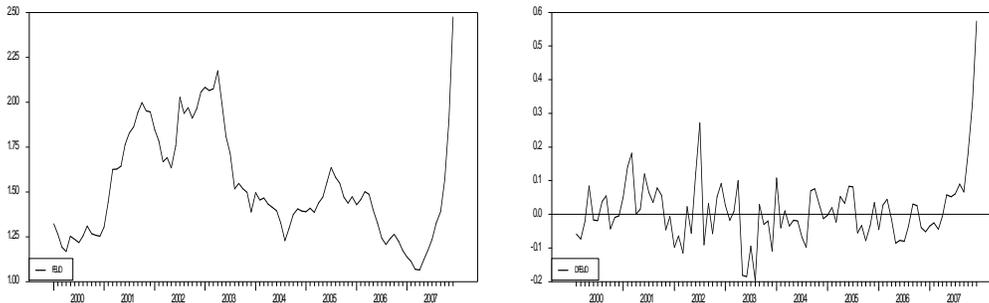
Como o objetivo deste trabalho além de identificar a ocorrência de quebra estrutural é a realização de uma previsão para a série de preços do feijão, após o estudo da série retirando os componentes acima citados, bem como subtraindo possíveis quebras estruturais. Verificam-se os critérios pertencentes à metodologia de Box-Jenkins – como invertibilidade e estacionaridade dos coeficientes dos modelos estimados; análise da estatística Q de Box-Ljung-Pierce para identificar se os resíduos dos modelos alternativos estimados possuem características de ruído branco; ajustamento do modelo aos dados da série temporal com base nos critérios AIC e SBC ; e observação do erro quadrado médio da previsão (EQM) – para se desenvolver um processo de previsão consistente e plausível para a série em questão.

A partir de então, alguns desses critérios serão demonstrados, como estatísticas, gráficos, modelos, testes e previsão.

Observando o gráfico à esquerda na figura 5, pode-se observar que a série de preço estudada apresenta sua maior elevação absoluta no período 2000-2002. No período 2003-2006 pode-se perceber uma queda acompanhado de um movimento de alta durante 2007

Já no gráfico à direita na mesma figura, pode ser observado que o comportamento dos preços em primeira diferença possui características visualmente estacionárias, pois os valores variam, agora, em torno de uma linha ao longo do período tratado. Esta série apresenta uma oscilação maior nos anos de 2002, 2003 e 2007.

Figura 5: Série de Preços do Feijão e Série de Preços do Feijão em Primeira Diferença



Fonte: Elaboração própria.

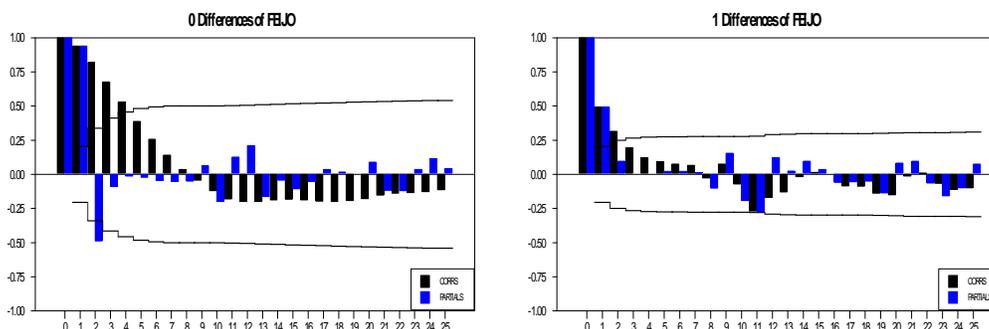
Uma outra análise importante é aquela vinculada às autocorrelações. Quando a autocorrelação e a autocorrelação parcial da série de dados são verificadas “em nível” (gráfico à esquerda na figura 6), percebe-se que a série de dados relativa ao preço mensal do feijão tem um comportamento não-estacionário, pois essas duas estatísticas reduzem-se lentamente por fora do intervalo de confiança.

Mas quando a autocorrelação e autocorrelação parcial são analisadas em primeira diferença (gráfico à direita na figura 6), verifica-se que a série passa a assumir características de estacionariedade, haja vista o comportamento das estatísticas mencionadas não se desviarem do intervalo de confiança (exceto em regiões pontuais do mesmo). Os pontos onde as autocorrelações desviam-se do intervalo serão os indicadores de quais níveis de p e q (até porque já se sabe que $d = 1$) irão mensurar o processo ARIMA. Pelo gráfico da primeira diferença, pode-se constatar que:

$$p = AR = 1, 3; e$$

$$q = MA = 1, 4$$

Figura 6:



Fonte: Elaboração própria.

Enquanto na figura 6 encontram-se os testes informais de estacionariedade (correlograma), na tabela I, pode ser observado o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller,



que – na verdade – é um dos testes formais mais utilizados com o objetivo de se verificar a presença ou não de estacionariedade em uma série de dados (dentre os vários existentes). No caso, são observadas as estatísticas t (calculado e crítico) e estabelecida uma relação entre elas. Na série em nível, observa-se que a mesma é não-estacionária – ou possui raiz unitária – em todos os níveis de significância ($t_{calculado} < t_{crítico}$). Já na série em primeira diferença, verifica-se que esta é estacionária – ou não possui raiz unitária – também em todos os níveis de significância ($t_{calculado} > t_{crítico}$).

Tabela I – Resultados do Teste de Raiz Unitária (Dickey-Fuller Ampliado)

Estatísticas t	Série em Nível	Série em Primeira Diferença
$t_{calculado}$	-1,28	-3,55
$t_{crítico}$ (1%)		-3,50
$t_{crítico}$ (5%)		-2,89
$t_{crítico}$ (10%)		-2,58

Fonte: Elaboração própria.

Analisando a tabela II, 12 modelos são indicados como candidatos para poder realizar a previsão *ex-post* (pois seus erros são independentes e identicamente distribuídos, isto é, são ruído branco) e, posteriormente, efetua-se a seleção dos modelos a partir dos critérios AIC e SBC. Por estes critérios (menores AIC e SBC) os modelos 10 e 12 são escolhidos para teste (previsão *ex-post*) e os demais são eliminados.

Tabela II: Resultados Empíricos (continua)

Modelos	AIC	SBC	Q(12)*	Q(18)*	Q(24)*	Q(30)*
Modelo 1 (1, 1, 1)	-25,532	-17,903	0,132	0,307	0,285	0,477
Modelo 2 (1, 1, 2)	-23,544	-13,371	0,138	0,303	0,294	0,483
Modelo 3 (1, 1, 3)	-21,576	-8,859	0,133	0,303	0,294	0,483
Modelo 4 (1, 1, 4)	-19,613	-4,353	0,752	0,311	0,202	0,082
Modelo 5 (2, 1, 1)	-23,266	-13,136	0,148	0,327	0,301	0,515
Modelo 6 (3, 1, 1)	-21,334	-8,725	0,166	0,331	0,307	0,492
Modelo 7 (2, 1, 2)	-21,289	-8,626	0,151	0,325	0,303	0,517
Modelo 8 (2, 1, 3)	-19,294	-4,098	0,148	0,320	0,301	0,513
Modelo 9 (2, 1, 4)	-17,349	0,378	0,165	0,360	0,325	0,545
Modelo 10 (3, 1, 2)	-58,273	-43,142	0,104	0,256	0,264	0,421
Modelo 11 (3, 1, 3)	-19,760	-2,107	0,226	0,501	0,401	0,512
Modelo 12 (3, 1, 4)	-53,705	-33,530	0,105	0,104	0,210	0,229

Fonte: Elaboração própria

* Nível de significância da estatística “Q”.

A previsão *ex-post* é realizada para gerar valores dentro do próprio período. A idéia é de que, quanto melhor forem essas previsões, melhor será o modelo estimado. Portanto, o EQM da previsão (que é igual à média do quadrado da diferença entre valor real observado na amostra e cada valor previsto *ex-post*) é uma medida formal da



qualidade das previsões *ex-post*. Sendo assim, para efeitos de comparabilidade, quanto menor o EQM será o melhor grau de

	Constante	AR{1}	AR{3}	MA{4}
Coefficientes	0,0438	1,0977	0,8859	-0,0149
Erros-Padrão	0,0822	0,1885	0,1597	0,1856
Estadísticas "t"	0,5335	5,8217	5,5468	-0,0807
Significâncias	0,0072	0,0000	0,0000	0,0000
R² Centrado	0,056148	0,9428		0,056148
Significância de "Q" *		0,0839		

ajustamento do modelo aos dados da série temporal.

Tabela III: Erro Quadrado Médio (EQM) das Previsões *Ex-Post*

Fonte: Elaboração própria.

De acordo com a tabela III, evidencia-se que o modelo 12 apresenta um menor EQM. Dessa forma, este é selecionado para realizar a previsão *ex-ante* dos preços do feijão no mercado nacional para um horizonte de 9 meses a partir do período janeiro/2008.

Os dados estatísticos relacionados ao modelo 12 são apresentados na tabela IV.

Primeiramente, é importante colocar que na metodologia Box-Jenkins o ideal é que todos os coeficientes estatísticos sejam aprovados pelo teste "t" (o qual evidencia que aquele parâmetro não será igual a zero). Pelo termo aqui empregado, a aprovação dos coeficientes no respectivo teste não é condição fundamental para que um modelo não possa ser caracterizado como o representativo de uma série de dados. Isto posto, observa-se na tabela IV apenas os coeficientes de AR{1} e AR{3} seriam aprovados no referido teste.

O teste "R² Centrado" revela uma ótima aderência da variável dependente às variáveis independentes do modelo, isto é, o preço do feijão no período *t* é 94,20% explicado (em média) pela variáveis: AR{1}, AR{3} e MA{4}.

Por último, o nível de significância em *Q* (maior que 5%) revela que o processo é gerador de ruído branco, podendo, portanto, ser utilizado como modelo de previsão.

Tabela IV: Modelo Estimado

Fonte: Elaboração própria
* Nível de significância de 5%



Observando-se a tabela V e sendo levados em consideração os critérios de previsão e checagem anteriormente comentados, são visualizadas as previsões para os 9 meses posteriores à última informação da amostra (dezembro/2007). Vale salientar que essas previsões são realizadas sabendo-se que os dados disponibilizados para domínio público por parte do IPEA/FGV têm uma defasagem aproximada de 6 meses; isto é, quando esses valores foram estimados ainda não se possuía qualquer informação sobre os mesmos efetivamente acontecidos.

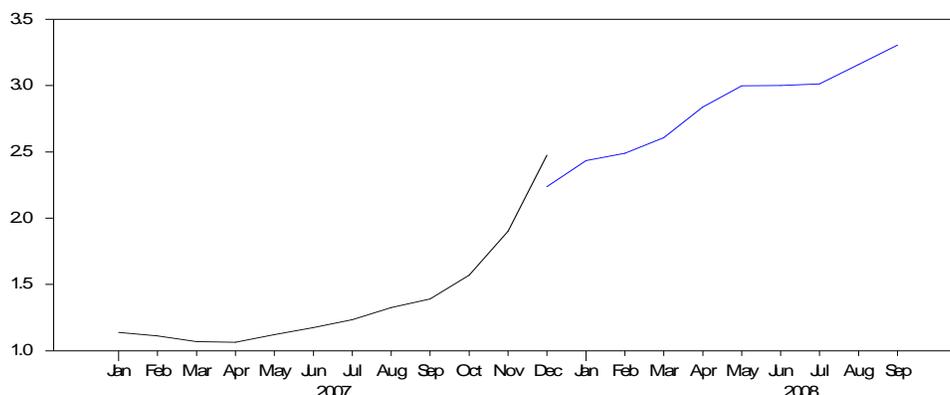
Tabela V: Previsões *Ex-Ante*

Período	Previsões
Janeiro/2008	2,43497
Fevereiro/2008	2,48906
Março/2008	2,60634
Abril/2008	2,83806
Maió/2008	2,99774
Junho/2008	2,99968
Julho/2008	3,01243
Agosto/2008	3,15977
Setembro/2008	3,30589

Fonte: Elaboração própria

A figura 7 (na página seguinte) evidencia a análise gráfica do comportamento dos preços reais e estimados para o período janeiro/2007 a setembro/2008. Como comentado anteriormente, observa-se que ao longo do período da previsão, o preço do feijão recebido pelo produtor apresentou um comportamento crescente sem manifestar qualquer oscilação brusca, iniciando em janeiro/2008 em R\$2,43 e fechando a previsão em setembro/2008 em R\$3,30. Esse aumento gradativo no preço estimado do produto passa a ser significativo, dado que a produção nacional do feijão tende a diminuir, uma vez encontrando-se o mercado nacional – perdendo espaço para outras culturas, para a soja por exemplo. Fator este que impactaria demasiadamente no orçamento das famílias e na inflação.

Figura 7: Preços Reais e Estimados:



Fonte: Elaboração Própria.

4. CONCLUSÃO

O feijão é um produto tradicional da agricultura brasileira e que vem apresentando recentemente uma elevação no seu preço, causando uma pressão forte na inflação. Por se tratar de um produto com extrema popularidade na economia brasileira, o estudo do comportamento do seu preço é de extrema importância no processo de planejamento e tomada de decisões por parte dos agentes econômicos.

Neste artigo, efetuou-se uma análise de quebra estrutural, os resultados encontrados mostraram que a série em estudo apresentou uma quebra estrutural em 1999. A partir deste fato a série foi “cortada” e passou a ser analisado o período Janeiro/2000 a Dezembro/2007.

Em seguida, realizou-se uma previsão *ex-ante* para o preço do feijão empregando uma abordagem ao método Box-Jenkins. O modelo utilizado para tal questão foi o *ARIMA*(3, 1, 4). Dentre os candidatos a melhor modelo, o modelo 12 foi selecionado por meio dos critérios *AIC*, *SBC* e Erro Quadrado Médio. Como mencionado anteriormente, quanto menor *AIC* e *SBC* melhor o ajustamento do modelo. É importante ressaltar que na metodologia Box-Jenkins o ideal é que todos os coeficientes sejam aprovados pelo teste estatístico “t”, mas isso não é condição fundamental para que o modelo se torne representativo. Para o modelo escolhido, verificou-se que somente os termos *AR*{1} e *AR*{3} foram aprovados pelo mencionado teste. Através do teste *Q* revelou-se a presença de ruído branco para a série do preço do cacau.

Os resultados encontrados pela previsão até setembro/2008 seguem à tendência de alta observada desde dezembro/2007. Vale salientar que a previsão para este subperíodo (janeiro/2008-março/2008) leva em consideração o componente inflacionário. Já para o subperíodo seguinte (abril/2008-setembro/2006) tal variável não está sendo considerada. Realizando uma análise superficial entre a variação do preço nominal do produto no período de previsão, verifica-se um aumento de 26,35% em 9 meses (janeiro/2008-setembro/2008).

Portanto, a análise e previsão – neste caso, para o preço do feijão – são de extrema importância para que tanto consumidores, investidores e produtores possam



formar suas expectativas a respeito do comportamento do preço futuro deste produto, minimizando possíveis externalidades negativas a respeito da série em estudo; exceto no caso de choques econômicos absorvidos (políticas de tributação, intempéries climáticas etc.) pela cadeia produtiva do feijão.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CONAB. **Indicadores agropecuários**. Preços agropecuários: feijão. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br>>. Acesso em: 20 dez. 2007.

EMBRAPA ARROZ E FEIJÃO. Disponível em: <<http://www.cnpaf.embrapa.br>>. Acesso em: 20 dez. 2007.

ENDERS, W. **RATS: Handbook for econometric time series**. Iowa State University. John Wiley & Sons. New York, 1996.

FAO Food and Agriculture Organization. **Statistical Databases**. Disponível em: <<http://www.fao.org>>. Acesso em: 15 fev. 2008.

GREENE, William H. **Econometric analysis**. 5.ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. 1. ed. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

IPEADATA. **Base de dados macroeconômicos**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 15 fev. 2008.

JENKIS, G. M. **Practical experiences with modelling and forecasting time series**. Jersey, Channel Islands, GJP Publications, 1979.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Métodos Econométricos**. Lisboa: McGraw Hill, 2001.
LIMA NETO, Eufrásio de Andrade e LOUREIRO, Juliana. **Mineração de séries temporais e dados seqüenciais**. Recife: Ufpe, 2003.

MORETTIN, Pedro A; TOLOI, Clélia M. C. **Análise de séries temporais**. 2ª ed. São Paulo: Edgar Blucher, 2006.