MARCOS TIAGO DUARTE

# UM ESTUDO SOBRE MODELOS DE PREVISÃO DE PREÇOS NO MERCADO DE GRÃO DE SOJA

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO
MESTRADO EM ECONOMIA
2007

MARCOS TIAGO DUARTE

# UM ESTUDO SOBRE MODELOS DE PREVISÃO DE PREÇOS NO MERCADO DE GRÃO DE SOJA

Dissertação apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Márcio Holland de Brito

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO
MESTRADO EM ECONOMIA
2007

Dissertação defendida e aprovada em 30 de agosto de 2007, pela banca examinadora

_____

Prof. Dr. Márcio Holland de Brito (IE – UFU)

Orientador

_____

Prof. Dr. Walter Buiati (IPG)

Membro

_____

Prof. Dr. José Flores Fernandes Filho (IE – UFU)

Membro

_____

Prof. Dr. Carlos Alves do Nascimento

Coordenador do programa de Pós-Graduação em Economia

Universidade Federal de Uberlândia

Instituto de Economia

Programa de Pós-Graduação em Economia

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

---

D812e Duarte, Marcos Tiago, 1982-
Um estudo sobre modelos de previsão de preços no mercado de grão de soja / Marcos Tiago Duarte. - 2007.
120 f. : il.

Orientador: Márcio Holland de Britto.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Uberlândia, Programa de Pós-Graduação em Economia.
Inclui bibliografia.

1. Soja - Mercado - Teses. 2. Economia agrícola - Teses. I. Britto, Márcio Holland de. II. Universidade Federal de Uberlândia. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDU: 339.13:633..34

---

Elaborado pelo Sistema de Bibliotecas da UFU / Setor de Catalogação e Classificação

# AGRADECIMENTOS

Este texto que agora apresento é um resultado de um longo e gratificante trabalho que envolveu esforços não só de minha parte, mas também de pessoas que ao meu lado conviveram, ajudaram, tiveram paciência, incentivaram-me. O resultado obtido é parte desta soma de esforços e tenho muito orgulho de apresentá-lo.

Esta dissertação de Mestrado é resultado de uma fase importante de minha vida. Esta fase foi marcada por muitas e grandes mudanças, que por felicidade encerrou-se com glória e sucesso. Em meio às turbulências deste período tive a sorte de estar rodeado de pessoas que muito me ajudaram, me entenderam e que posso chamá-los de amigos.

Agradeço, nesta oportunidade, a Deus pela força necessária para o enfrentamento de todas as situações de minha vida e que acredito que soube superá-las sabiamente. Agradeço aos meus pais, Rita e Bento, que dentro de sua simplicidade, humildade, honra e persistência, encontram em mim neste momento o grande resultado de sua luta e o seu primeiro auge de orgulho.

Agradeço a Ana Luísa, minha mulher e mãe de meu filho. Agradeço esta mulher pela paciência, pela luta conjugada, pela compreensão e pelo incentivo demonstrado em todos estes anos de convivência. Agradeço a esta que momentaneamente abriu mão de muitos de seus sonhos para compartilhar dos meus. Agradeço pela sua grandeza e pelo seu companheirismo e amor. Agradeço também à família da Ana Luísa, que por todos estes anos foi a minha família em Uberlândia.

Agradeço ao meu irmão Rafael que sempre ao meu lado colocou sua palavra de incentivo, mesmo nos momentos em que o desânimo tendia a prevalecer em minha mente, e que com sua força logo se extinguiria e o otimismo voltaria a prevalecer trazendo-me de volta à lucidez.

Agradeço aos meus amigos de Mestrado, especialmente àqueles que estiveram junto de mim em todos os momentos. Agradeço em especial nesta turma, minhas amigas Fernanda, Sabrina e Ana Carla, turma que esteve sempre unida em todos os momentos deste curso de Mestrado.

Agradeço aos meus grandes amigos Michele, Neto, Rômulo e Fernando que mesmo longe sempre tiveram uma palavra de incentivo e amizade. Agradeço por tê-los como amigos e lhes tenho enorme carinho.

Agradeço a todos os professores que fazem parte deste programa de Mestrado. Muito tenho a agradecer a todos estes professores que me acompanharam desde a graduação e muito contribuíram para minha formação acadêmica. Em especial agradeço ao prof. José Rubens que muita força me prestou em um momento difícil de minha vida e que felizmente superei com sabedoria. Agradeço ao meu orientador prof. Márcio Holland que muito me ajudou na realização deste trabalho, mesmo quando tudo parecia impossível, nunca me faltou incentivo. Agradeço à Vaine por toda ajuda necessária quanto aos assuntos do Mestrado.

Agradeço também ao Leonardo Sologuren pela atenção e destreza na disponibilização dos dados aqui utilizados.

Agradeço, finalmente, ao Instituto de Economia pela oportunidade oferecida e também à CAPES pelo auxílio financeiro que possibilitou-me chegar até aqui.

Dedico este trabalho ao meu amado filho
Carlos Eduardo Miranda Duarte

"O valor das coisas não está no tempo que elas duram,
mas na intensidade com que acontecem.
Por isso, existem momentos inesquecíveis,
coisas inexplicáveis e pessoas incomparáveis."
Fernando Pessoa

# RESUMO

Este trabalho tem o objetivo de analisar o mercado de soja em grão e aproximar a metodologia econométrica de séries temporais a este mercado. O trabalho faz um estudo sobre o complexo agroindustrial da soja no período entre 2001 e 2007. Para tentar identificar o comportamento futuro dos preços no mercado nacional de soja em grão, utilizam-se os modelos econométricos de previsão de preços, mais especificamente os modelos de alisamento exponencial e os modelos auto-regressivos integrados de médias móveis (ARIMA). Para a aplicação dos modelos são utilizados dados diários de 1997 até 2007. A partir dos resultados obtidos, faz-se uma análise de qual modelo gera melhores resultados e pode ser utilizado como orientador nas negociações diárias deste mercado.



**Palavras Chave:** Modelos de Previsão, Mercado de Soja, Séries Temporais.



# ABSTRACT

This work has the objective to analyze the market of soy in grain and to approach the econometrical methodology of time series to this market. The work makes a study on the agro-industrial complex of the soy in the period between 2001 and 2007. To try to identify the future behavior of the prices in the national market of soy in grain, the econometrical models of forecast of prices are used, more specifically the models of exponential smoothing and the integrated auto-regressive models of mobile averages (ARIMA). For the application of the models are used a daily data of 1997 up to 2007. From the gotten results, it makes an analysis of which model it generates better results and can be used as orienting in the daily negotiations of this market.



**Key Words:** Forecast Models, Soy Market, Time Series.

# Índice

Lista de Fluxograma ..... I
Lista de Quadros ..... II
Lista de Gráficos ..... III
Lista de Tabelas ..... IV
INTRODUÇÃO ..... 1
CAPÍTULO I ..... 4
1.1 Histórico e Usos da Soja ..... 4
1.2 Caracterização do Mercado da Soja ..... 7
CAPITULO II ..... 25
2. O Complexo Agroindustrial da Soja no Brasil ..... 25
CAPITULO III ..... 36
3. Revisão da Literatura Sobre Formação de Preços da Soja ..... 36
CAPITULO IV ..... 46
4.Metodologia ..... 46
4.1 Banco de Dados ..... 46
4.2 Processos Estocásticos e Estacionariedade ..... 47
4.3 Testes de Raiz Unitária ..... 50
4.4 Modelos de Previsão ..... 53
4.4.1 O Modelo Auto-Regressivo Integrado de Média Móvel - ARIMA ..... 53
4.4.1.1 Metodologia Box-Jenkins ..... 55
4.4.1.2 Critérios de Informação ..... 61
4.5 A Técnica do Alisamento Exponencial ..... 62
4.5.1 Método do Alisamento Exponencial Simples ..... 63
4.5.2 Método do Alisamento Exponencial Duplo ..... 64
4.5.3 O Método Não Sazonal de Holt-Winters ..... 64
4.6 Tipos de Previsão ..... 65
CAPITULO V ..... 66
5. Análise dos Resultados ..... 66
5.1 Resultados do Modelo ARIMA para a Série de CEPEA/Esalq - Paraná ..... 66
5.2 Resultados do Modelo ARIMA para a Série Rondonópolis ..... 79
5.3 Resultados do Modelo ARIMA para a Série Uberlândia ..... 86
5.4 Resultados da Técnica do Alisamento Exponencial ..... 94
5.4.1 Análise dos Resultados para a Técnica do Alisamento Exponencial ..... 94
5.4.1.1 Resultados para o Indicador CEPEA/Esalq - Paraná ..... 94
5.4.1.2 Resultados para a praça Rondonópolis ..... 100
5.4.1.3 Resultados para a Praça Uberlândia ..... 104
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS ..... 115
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS ..... 117

# Lista de Fluxograma

Fluxograma 1: Processamento do Grão de Soja.....5

# Lista de Quadros

Quadro 1: Usos da Soja e Derivados.....6
Quadro 2: Balanço do Complexo Agroindustrial da Soja (1000 toneladas).....34
Quadro 3: Padrões Típicos de Comportamento da FAC e FACP.....59

# Lista de Gráficos

Gráfico 1: Evolução da Área Plantada de Soja no Brasil.....27
Gráfico 2: Evolução da Produtividade das Lavouras de Soja no Brasil.....28
Gráfico 3: Evolução da produção do grão de soja no Brasil.....29
Gráfico 4: Receitas do Complexo Agroindustrial da Soja.....30
Gráfico 5: Participação do Complexo Agroindustrial da Soja nas Receitas Cambiais.....30
Gráfico 6: Brasil – Processamento Total de Soja.....31
Gráfico 7: Evolução do Valor das Exportações do Complexo Agroindustrial da Soja.....33
Gráfico 8: Série de preços do indicador CEPEA/Esalq – Paraná em logaritmos.....67
Gráfico 9: Distribuição da série de preços do indicador CEPEA/Esalq – Paraná em nível.....67
Gráfico 10: Comportamento da série de preços CEPEA/Esalq – Paraná diferenciada...68
Gráfico 11: Distribuição da série de preços CEPEA/Esalq – Paraná diferenciada.....69
Gráfico 12: Funções de Autocorrelação e Autocorrelação parcial para a série de preços em nível.....72
Gráfico 13: Funções de Autocorrelação e Autocorrelação parcial para a série de preços diferenciada.....73
Gráfico 14: Correlograma para o modelo AR(1) na série de preços do indicador CEPEA/Esalq – Paraná.....76
Gráfico 15: Comportamento dos resíduos do modelo AR(1) da série do indicador CEPEA/Esalq – Paraná.....77
Gráfico 16: Correlograma do modelo ARIMA (1,1,1) para a série de preços da praça Rondonópolis.....83
Gráfico 17: Comportamento dos resíduos do modelo ARIMA(1,1,1) da série de preços da praça Rondonópolis.....84
Gráfico 18: Correlograma do modelo ARIMA(2,1,2) da série de preços da praça Uberlândia.....90
Gráfico 19: Comportamento dos resíduos do modelo ARIMA (2,1,2) da série de preços da praça Uberlândia.....91
Gráfico 20: Cotações da Soja em Grão na Praça Uberlândia.....104

# Lista de Tabelas

Tabela 1: Oleaginosas Mais Cultivadas no Mundo.....7
Tabela 2: Exportações Mundiais de Oleaginosas.....8
Tabela 3: Esmagamento de Oleaginosas.....9
Tabela 4: Produção de Farelo.....10
Tabela 5: Exportações de Farelo.....10
Tabela 6: Consumo de Farelo.....11
Tabela 7: Produção de Óleos Vegetais.....12
Tabela 8: Exportações de Óleos Vegetais.....13
Tabela 9: Consumo Mundial de Óleos Vegetais.....13
Tabela 10: Produção Mundial de Soja em Grão.....14
Tabela 11: Exportações Mundiais de Soja em Grão.....16
Tabela 12: Importações Mundiais de Soja em Grão.....17
Tabela 13: Produção Mundial de Farelo de Soja.....19
Tabela 14: Exportações Mundiais de Farelo de Soja.....20
Tabela 15: Importações Mundiais de Farelo de Soja.....21
Tabela 16: Produção Mundial de Óleo de Soja.....22
Tabela 17: Exportações Mundiais de Óleo de Soja.....23
Tabela 18: Importações Mundiais de Óleo de Soja.....24
Tabela 19: Exportações Brasileiras – Volume e Valor.....32
Tabela 20: Exportações Brasileiras do Complexo Agroindustrial da Soja.....35
Tabela 21: Período de safra e comercialização nos principais produtores de soja do mundo.....40
Tabela 22: Teste ADF para a série de preços CEPEA/Esalq – Paraná com constante e tendência.....69
Tabela 23: Teste ADF para a série de preços CEPEA/Esalq – Paraná sem tendência....70
Tabela 24: Teste ADF para a série de preços CEPEA/Esalq – Paraná sem constante e tendência.....70
Tabela 25: Teste ADF para a série de preços CEPEA/Esalq – Paraná diferenciada sem constante e tendência.....71
Tabela 26: Critérios de Informação para a série CEPEA/Esalq – Paraná.....74
Tabela 27: Estimação do modelo ARIMA (1,1,0) para a série de preços do indicador CEPEA/Esalq – Paraná.....75

Tabela 28: Comparação entre valores previstos pelo modelo ARIMA (1,1,0) e realizados para a série de preços do Indicador CEPEA/Esalq – Paraná.....78
Tabela 29: Resultado dos Critérios de Informação para a série de preços Rondonópolis.....80
Tabela 30: Estimação do AR (2) para a série de preços da praça Rondonópolis.....81
Tabela 31: Estimação do modelo ARIMA (1,1,1) para a série de preços da praça Rondonópolis.....82
Tabela 32: Comparação entre valores previstos pelo modelo ARIMA (1,1,1) e realizados para a série Rondonópolis…….....85
Tabela 33: Resultado dos Critérios de Informação para a série de preços da praça Uberlândia.....87
Tabela 34: Estimação do modelo MA(1) da série de preços da praça Uberlândia.....88
Tabela 35: Estimação do modelo ARIMA (2,1,2) da série de preços da praça Uberlândia.....89
Tabela 36: Comparação entre valores previstos pelo modelo ARIMA (2,1,2) e realizados para a série Uberlândia…….....92
Tabela 37: Resultados da estimação do modelo de alisamento exponencial não sazonal de Holt-Winters.....95
Tabela 38: Comparação entre valores previstos pelo método não sazonal de Holt-Winters e realizados para a série CEPEA/Esalq – Paraná.....96
Tabela 39: Resultados da estimação do modelo de alisamento exponencial simples para o indicador CEPEA/Esalq – Paraná.....97
Tabela 40: Comparação entre valores previstos pelo método do alisamento exponencial simples e realizados para a série CEPEA/Esalq – Paraná.....98
Tabela 41: Resultados da estimação do modelo de alisamento exponencial simples para a praça Rondonópolis.....100
Tabela 42: Comparação entre valores previstos pelo método do alisamento exponencial simples e realizados para a série Rondonópolis.....101
Tabela 43: Resultados da estimação do modelo não sazonal de Holt-Winters para a praça Rondonópolis.....102
Tabela 44: Comparação entre valores previstos pelo modelo não sazonal de Holt-Winters e realizados para a série Rondonópolis.....103
Tabela 45: Resultado da técnica do alisamento exponencial simples para a praça Uberlândia.....105

Tabela 46: Comparação entre valores previstos pela técnica do alisamento exponencial simples e realizados para a série Uberlândia.....106
Tabela 47: Resultado da técnica do alisamento exponencial duplos para a praça Uberlândia.....108
Tabela 48: Comparação entre valores previstos pela técnica do alisamento exponencial duplo e realizados para a série Uberlândia.....109
Tabela 49: Resultado da estimação do modelo não sazonal de Holt-Winters para a praça Uberlândia.....111
Tabela 50: Comparação entre valores previstos pela técnica não sazonal de Holt-Winters e realizados para a série Uberlândia.....112

# INTRODUÇÃO

A cultura da soja começou a ganhar destaque no Brasil, a partir da década de 1960. Porém, é a partir dos anos 1980 que esta cultura começa a demonstrar grande representatividade para a economia brasileira. A soja começou a ser cultivada no Brasil, primeiramente, na região sul (chamada de região tradicional de cultivo). A soja representava uma opção aos produtores sulistas, já que, a região era tradicional produtora de trigo (cultura de inverno) e a soja preenchia uma lacuna existente, pois se trata de uma cultura de verão. Na década de 1980, a cultura da soja espalhou-se para o Centro-Oeste brasileiro (chamado de região de expansão da soja). Na região de expansão, o principal estado produtor é o Mato Grosso. Até meados da primeira década do século XXI, este estado e o Paraná são, respectivamente, os maiores produtores de soja do Brasil. O estado do Paraná é de grande importância, já que, além de ser o segundo maior estado brasileiro produtor de soja, abriga o principal porto de escoamento da produção nacional do complexo agroindustrial da soja, o porto de Paranaguá. O estado de Mato Grosso, por outro lado é o estado que mais mostra crescimento no cultivo da soja. A partir disto, neste trabalho optou-se por utilizar séries de preços que representassem minimamente os preços praticados nestas duas regiões.

O sistema agroindustrial da soja é um dos mais importantes setores da economia brasileira. O complexo agroindustrial da soja engloba atividades que vão desde a produção da soja em grão até a comercialização dos produtos processados industrialmente.

A soja é uma das principais *commodities* agrícolas comercializadas no mundo. Sua importância como proteína e oleaginosa, segundo GIORDANO (1999), destaca-se pela comercialização tanto do grão quanto dos subprodutos gerados pelo processamento deste (farelo e óleo). Também é importante, de acordo com este autor, a presença da soja já transformada, isto é, em carne de aves, suínos e bovinos.

A soja é uma das *commodities* agrícolas de maior importância no mundo e é a oleaginosa mais produzida e comercializada ao redor do planeta. As *commodities* caracterizam-se pela homogeneidade e, desta maneira, os produtores tendem a ser tomadores de preços. Esta característica faz com que exista uma transmissão de preços internacionais para preços domésticos. Esta transmissão é de grande importância, tanto que, há vários estudos realizados com a intenção de determinar esta transmissão de preços presente no mercado internacional do complexo agroindustrial da soja.

Desta maneira, reconhecendo a importância do mercado da soja na economia nacional é que se objetivou realizar um estudo que pudesse identificar algumas características da formação de preços da soja e a partir disto tentar identificar, a partir dos modelos de previsão de preços, o comportamento futuro dos preços praticados neste mercado. Nesta linha, o objetivo deste trabalho é aplicar a metodologia de séries temporais e verificar se os modelos econométricos de previsão podem ser aplicados neste mercado e se as previsões geradas são ou não confiáveis.

Para o desenvolvimento do trabalho foram utilizados dados de preços diários para praças do Paraná (mais especificamente um indicador gerado pela Escola de Agricultura Luís de Queiroz para este estado) e do Centro-Oeste, além de uma série de preços da praça Uberlândia. A metodologia utilizada para fins de previsão foi a metodologia econométrica de séries temporais. As modelagens utilizadas foram: modelos de alisamento exponencial simples e duplo, modelo não sazonal de Holt-Winters e o modelo ARIMA (modelos auto-regressivos integrados de médias móveis).

O trabalho está estruturado em seis capítulos. O primeiro faz um panorama dos usos e do mercado da soja ao redor do mundo. O segundo capítulo faz um panorama sobre a soja brasileira e seus impactos para a economia nacional. O terceiro capítulo faz uma revisão bibliográfica dos estudos já realizados sobre o assunto. O capítulo quarto traz uma revisão da teoria econométrica aplicada neste trabalho. O quinto capítulo traz a análise dos resultados obtidos através dos testes econométricos explicitados no capítulo quatro. Por

último há um capítulo com as considerações finais e encerra-se o texto com as referências bibliográficas.

# CAPÍTULO I

## *1.1 Histórico e Usos da Soja*

A soja é uma cultura milenar. Seu cultivo começou há aproximadamente 5 mil anos na China. Entretanto, a chegada da *commodity* ao Ocidente aconteceu muito tempo depois e sua produção passou a ser realmente significativa a partir do século XX. Nos Estados Unidos (maior produtor mundial de soja), por exemplo, o cultivo passou a crescer a partir da década de 1930. Nos Estados Unidos é onde se encontra o principal sinalizador da oferta de soja no mundo, a *Chicago Board of Trade* (CBOT), visto que esta bolsa opera com negociações de contratos futuros, fato este que influencia a oferta. Muitos estudos têm demonstrado que a CBOT é também um grande sinalizador dos preços praticados em nível internacional, juntamente com o mercado Europeu. O capítulo três traz uma revisão sobre os estudos realizados sobre este assunto.

A soja é uma das principais *commodities* comercializadas no mundo. Sua importância como proteína e oleaginosa, segundo GIORDANO (1999), destaca-se pela comercialização tanto do grão quanto dos subprodutos gerados pelo processamento deste (farelo e óleo). Uma outra utilização que deve ganhar importância cada vez maior é a utilização da soja para a fabricação de biocombustíveis.

A utilização da soja segue os mais variados fins e, segundo FREITAS *et alii* (2001), estende-se desde a alimentação (animal e humana) até a indústria farmacêutica e siderúrgica. Esta diversidade decorre da produção de subprodutos como, o farelo e o óleo, que por sua vez servem como matéria prima para diversos ramos industriais. Este fato mostra que a soja não apenas tem importância no mercado de grãos, mas também como importante matéria prima para a fabricação de uma vasta gama de produtos.

De acordo com GIORDANO (1999), a soja é a próteo-oleaginosa de maior importância do mundo. Segundo ele, as plantas próteo-oleaginosas possuem a habilidade de produzir proteína e óleo e que, na soja, o nível de proteína é proporcionalmente maior que o nível de óleo, motivo que ajuda a explicar a importância do farelo de soja na alimentação

animal, isto é, na utilização do farelo de soja na fabricação de ração para alimentação animal. Segundo a *American Soybean Association* (ASA), a soja possui 79,2% de proteína, 17,8% de óleo e 3,0% de resíduo.

Esta composição do grão de soja é aproveitada para diversos fins e seu aproveitamento, através do processamento do grão inicia-se no esmagamento em que a soja *in natura* pode ser transformada em farelo ou óleo bruto. Para a produção de óleo refinado, o óleo bruto resultante do esmagamento, é submetido ao processo de degomagem transformando-se em óleo degomado. Este óleo degomado passa por um processo de neutralização e branqueamento, resultando em um óleo branqueado. Este último é submetido ao processo de desodorização gerando o óleo refinado. No entanto, o óleo branqueado pode também ser submetido ao processo de hidrogenação. Este processo de hidrogenação serve para transformar o óleo branqueado em margarinas e gorduras, entre outros. Este processo de industrialização da soja é demonstrado abaixo.

**Fluxograma 1: Processamento do grão de soja**

Fonte: Roessing & Santos apud Lazzarini & Nunes, 1998

O fluxograma acima demonstra o caminho para a produção de óleo de cozinha e de outros produtos como a margarina e gorduras hidrogenadas, por exemplo. Estas últimas, segundo TRIGUEIRINHO (1997), são óleos solidificados e são utilizados na composição

de alimentos, como chocolates, pães, bolos, massas, etc. O óleo bruto gerado após o esmagamento tem ainda destino industrial, isto é, a partir do óleo bruto pode-se fabricar biodiesel, plásticos, entre outros.

A soja, como se pode perceber, possui uma vasta amplitude de utilizações. Sua diversidade de usos estende-se desde a sua utilização como grão *in natura*, até aos subprodutos gerados a partir de seu processamento. Os diversos usos da soja e de seus subprodutos podem ser visualizados no quadro abaixo.

**Quadro 1: Usos da Soja e Derivados**

| Usos da Soja | Alimentação Humana | Rações | Industriais | Sementes |
|---|---|---|---|---|
| **Grãos** | Soja cozida<br>Alimentos<br>Dietéticos<br>Farinha de soja com gordura integral<br>Soja torrada<br>Manteiga de soja<br>Flocos de soja | Soja expandida<br>Soja torrada<br>Soja defumada | | Hibridização<br>Plantio |
| **Óleo** | (óleo refinado de soja)<br>Óleo de cozinha<br>Margarina<br>Maionese<br>Alimentos prontos<br>Óleo de mesa<br>Patês<br>(leticina de soja)<br>Coberturas<br>Emulsões<br>Nutrientes | | (óleo refinado de soja)<br>Adesivos<br>Desinfetantes<br>Tintas<br>Plásticos<br>(leticina de soja)<br>Anti-espumantes<br>Aditivos<br>Antichoque<br>Veículos(química)<br>Ésteres<br>(ácidos graxos)<br>(gliceróis) | |
| **Farelo** | (farelo básico)<br>Comida para bebês<br>Panificação<br>Bebidas<br>Cereais<br>Confeitaria<br>Dietéticos<br>Substitutos para a carne<br>Carne vegetal<br>Sopas<br>(proteínas isoladas)<br>(farinha e canjica) | (farelo básico)<br>Misturas<br>Rações para gado<br>Rações para animais de estimação<br>Alimento para aves<br>(mistura de grãos) | (farelo básico)<br>Fertilizantes<br>Massa para enchimento<br>(farinha, canjica)<br>Adesivos<br>Revestimentos | |

Fonte*: Chicago Board Of Trade*, 1985.

O quadro acima demonstra como a soja está presente na nossa vida. Mais recentemente tem-se discutido também o uso da soja como uma alternativa de

biocombustível, fato este que aumenta ainda mais a importância desta leguminosa e pode proporcionar um aumento na comercialização e produção desta *commodity*, já que a soja é uma das matérias primas mais viáveis para a produção de biodiesel. Esta viabilidade vai desde a larga escala de produção até à estrutura de esmagamento, industrialização e comercialização.

## *1.2 Caracterização do Mercado da Soja*

Além de uma das principais culturas do mundo, a soja é, entre as oleaginosas, a principal a ser cultivada e comercializada em nível mundial. Fatores como a sua composição, que envolve alto teor de proteína (propício para a produção de farelo para rações) e óleo, ajudam a explicar a sua hegemonia na produção e comercialização no mundo. Segundo o *Foreign Agricultural Service* (FAS), a previsão para a safra 2006/2007 será de 226,77 milhões de toneladas métricas. Este valor representa aproximadamente 58% da produção das principais oleaginosas cultivadas no mundo, demonstrando a importância da soja no mercado mundial de oleaginosas. Nas páginas seguintes serão analisados dados que representam estimativas do FAS e demonstram a importância do mercado da soja no mundo. A tabela abaixo demonstra a magnitude da produção de soja em relação à algumas das oleaginosas mais cultivadas no mundo.

**Tabela 1: Oleaginosas Mais Cultivadas no Mundo**

| **Produção Mundial de Oleaginosas (milhões de toneladas métricas[1])** | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/2002** | **2002/2003** | **2003/2004** | **2004/2005** | **2005/2006** | **2006/2007[2]** |
| Soja | 185,09 | 197,03 | 186,77 | 215,95 | 218,04 | 226,77 |
| Algodão | 36,42 | 32,67 | 35,60 | 45,40 | 42,50 | 43,77 |
| Amendoim | 33,81 | 30,83 | 32,78 | 33,40 | 33,71 | 31,59 |
| Girassol | 21,38 | 23,93 | 26,76 | 25,30 | 29,77 | 30,54 |
| Canola | 36,03 | 32,91 | 39,43 | 46,14 | 48,55 | 46,78 |
| Palma | 7,19 | 7,76 | 8,43 | 9,50 | 9,98 | 10,85 |
| **Total** | **319,92** | **325,13** | **329,77** | **375,69** | **382,55** | **390,30** |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

Pela tabela acima, percebe-se que a soja não apenas é a oleaginosa mais cultivada no mundo, mas também apresenta uma produção expressivamente maior que as demais. Dentre as culturas observadas na tabela acima, a soja representa mais da metade da produção desde o ano 2001.

Esta hegemonia da soja na produção mundial de oleaginosas, como era de se esperar, também se repete na comercialização das oleaginosas ao redor do mundo. As exportações, as importações e o esmagamento da soja superam as demais oleaginosas, o que é um reflexo da hegemonia produtiva. As tabelas abaixo mostram dados sobre a comercialização das oleaginosas em nível mundial.

**Tabela 2: Exportações Mundiais de Oleaginosas**

| **Exportações (milhões de toneladas métricas[1])** | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **2002/03** | **2003/04** | **2004/05** | **2005/06** | **2006/07[2]** |
| Soja | 53,44 | 61,18 | 55,80 | 64,54 | 64,42 | 70,73 |
| Algodão | 1,13 | 0,86 | 0,89 | 0,99 | 1,08 | 0,75 |
| Amendoim | 1,91 | 1,92 | 1,99 | 2,33 | 1,95 | 1,98 |
| Girassol | 1,31 | 1,84 | 2,71 | 1,54 | 1,98 | 2,13 |
| Canola | 4,93 | 4,13 | 5,52 | 4,91 | 6,94 | 7,12 |
| Palma | 0,08 | 0,06 | 0,07 | 0,10 | 0,14 | 0,13 |
| **Total** | **62,80** | **69,99** | **66,98** | **74,94** | **76,51** | **82,84** |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

Os dados da tabela acima indicam o volume de exportações de todo o mundo. A análise desta tabela indica-nos que a soja é preponderante entre as oleaginosas tanto em produção, como em comercialização, em nível mundial. Como reflexo, a soja também possui a predominância nas importações. Os dados relativos ao comércio espelham a predominância da soja na produção, que conforme observado é bastante superior às demais oleaginosas produzidas ao redor do planeta.

Os dados sobre esmagamento reforçam a preponderância da soja no mercado mundial de oleaginosas. A soja, como reflexo de sua expressiva produção, é a oleaginosa que representa o maior volume esmagado. A tabela também mostra que com o passar dos

anos, cresce mais o volume de oleaginosas esmagadas, o que demonstra uma maior produção dos subprodutos gerados por estas *commodities*. Os dados demonstram que as demais oleaginosas são destinadas quase que totalmente para o esmagamento.

**Tabela 3: Esmagamento de Oleaginosas**

| **Esmagamento (milhões de toneladas métricas[1])** | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **2002/03** | **2003/04** | **2004/05** | **2005/06** | **2006/07[2]** |
| Soja | 158,17 | 165,69 | 163,60 | 175,75 | 184,09 | 193,10 |
| Algodão | 26,27 | 24,41 | 26,28 | 32,67 | 31,70 | 32,99 |
| Amendoim | 16,05 | 14,35 | 15,62 | 15,64 | 15,99 | 15,04 |
| Girassol | 18,48 | 20,08 | 22,71 | 22,34 | 25,53 | 26,67 |
| Canola | 33,49 | 31,62 | 36,54 | 40,69 | 44,32 | 45,78 |
| **Total** | **252,46** | **256,15** | **264,75** | **287,09** | **301,63** | **313,58** |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

Conforme observado nas tabelas anteriores, a soja possui a preponderância no cultivo, na comercialização e no esmagamento dentre as oleaginosas produzidas ao redor do mundo. A soja, conforme já exposto acima, possui grande quantidade de proteína em sua constituição e este fato torna-a uma excelente opção para a produção de farelos para a ração animal. Desta maneira, é razoável argumentar que a produção de farelo à base de soja seja predominante aos demais tipos de farelo produzidos.

A tabela abaixo demonstra a produção de farelo por tipo de matéria prima.

**Tabela 4: Produção de Farelo**

| Produção de Farelo (milhões de toneladas métricas[1]) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **2002/03** | **2003/04** | **2004/05** | **2005/06** | **2006/07[2]** |
| Soja | 125,21 | 130,47 | 128,35 | 138,74 | 144,70 | 152,10 |
| Algodão | 11,93 | 11,04 | 11,97 | 14,72 | 14,28 | 14,88 |
| Canola | 19,95 | 18,82 | 21,82 | 24,19 | 26,27 | 27,09 |
| Girassol | 8,41 | 9,05 | 10,26 | 9,95 | 11,22 | 11,74 |
| Amendoim | 6,05 | 5,47 | 5,95 | 5,88 | 6,02 | 5,64 |
| Palma | 3,75 | 4,01 | 4,40 | 4,96 | 5,23 | 5,61 |
| **Total** | **175,30** | **178,86** | **182,75** | **198,44** | **207,72** | **217,06** |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

A tabela anterior mostra que a produção de farelo de soja representa cerca de 70% da produção total de farelo dentre as oleaginosas pesquisadas, reflexo de sua propícia composição, em que se predomina a proteína. Os dados mostram-nos que a produção de farelo de soja cresceu mais de 20% no período demonstrado na tabela.

Dentre as variadas matérias primas possíveis para a produção de farelo, percebe-se que a soja é a preferida para a produção desta mercadoria. A predominância da soja como matéria prima mais utilizada na produção de farelo é um dos motivos da elevada produção desta *commodity*, principalmente quando comparada aos seus substitutos.

Na continuidade da análise do mercado da soja, serão visualizados dados sobre as exportações das oleaginosas ao redor do mundo. Mais uma vez pode-se perceber que a soja apresenta elevada predominância em relação às demais oleaginosas. A tabela seguinte demonstra dados sobre exportações mundiais de 2001 a 2006.

**Tabela 5: Exportações de Farelo**

| Exportações de Farelo (milhões de toneladas métricas[1]) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **2002/03** | **2003/04** | **2004/05** | **2005/06** | **2006/07[2]** |
| Soja | 41,23 | 42,72 | 45,65 | 46,85 | 51,46 | 52,74 |
| Canola | 1,48 | 1,60 | 2,48 | 2,22 | 2,57 | 2,53 |
| Girassol | 2,12 | 2,41 | 3,00 | 2,90 | 3,64 | 3,67 |
| Palma | 2,73 | 2,95 | 3,04 | 3,50 | 3,59 | 3,99 |
| **Total** | **47,56** | **49,68** | **54,17** | **55,47** | **61,26** | **62,93** |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

Os dados acima demonstram que a soja é a mais exportada em nível mundial e que esta predominância apresenta números elevados em comparação com as demais matérias primas para a produção de farelo.

Os dados sobre consumo de farelo de soja demonstram um crescimento de mais de 20% no período mostrado na tabela abaixo. Passou de 123,56 milhões de toneladas em 2001/02 para uma estimativa de 152,44 milhões de tonelada para 2006/07. A grande magnitude da produção, comercialização e consumo do farelo de soja, bastante superior aos demais, corroboram as qualidades da soja para a produção deste subproduto.

**Tabela 6: Consumo de Farelo**

| **Consumo de Farelo (milhões de toneladas métricas[1])** | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **2002/03** | **2003/04** | **2004/05** | **2005/06** | **2006/07[2]** |
| Soja | 123,78 | 130,64 | 128,29 | 137,33 | 145,59 | 152,44 |
| Algodão | 11,87 | 11,11 | 12,00 | 14,61 | 14,28 | 14,99 |
| Canola | 19,98 | 18,97 | 21,43 | 24,29 | 26,27 | 27,38 |
| Girassol | 8,38 | 8,99 | 10,00 | 9,80 | 10,95 | 11,38 |
| Amendoim | 6,01 | 5,47 | 5,85 | 5,88 | 6,00 | 5,68 |
| Palma | 3,69 | 4,04 | 4,38 | 4,88 | 5,13 | 5,52 |
| **Total** | **173,71** | **179,22** | **181,95** | **196,79** | **208,22** | **217,39** |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

A soja é, conforme relatado, uma proteo-oleaginosa, ou seja, possui proteína e óleo na sua composição, tornando-a apta para a produção de farelo e de óleo. Para a produção de óleo a soja deve, primeiramente, passar pelo processo de esmagamento, a partir do qual surgirá o óleo bruto como resultado deste primeiro processo de transformação. O óleo bruto gerado pelo esmagamento da soja é então submetido aos processos de degomagem, branqueamento e desodorização. Após estes processos, o óleo bruto transforma-se em óleo refinado e está pronto para o consumo final. Há ainda um outro processo do qual o óleo bruto pode ser submetido para gerar outros produtos, como é o caso dos processos de degomagem, branqueamento e hidrogenização, em que se tem como resultado produtos como a margarina, por exemplo.

Ao analisar os dados referentes à produção mundial de óleos, pode-se perceber que a soja não mais reina absoluta. A tabela abaixo mostra que o óleo de palma é o mais produzido em nível mundial. O óleo de soja é o segundo mais produzido em nível mundial, ficando pouco atrás do óleo de palma. A seqüência da análise vai mostrar que o óleo de soja é mais consumido em países em desenvolvimento e que os países ricos consomem pouco este tipo de óleo. A tabela seguinte demonstra a produção de diversos tipos de óleo.

**Tabela 7: Produção de Óleos Vegetais**

| **Produção de Óleos Vegetais (milhões de toneladas métricas[1])** | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **2002/03** | **2003/04** | **2004/05** | **2005/06** | **2006/07[2]** |
| Óleo de Soja | 29,90 | 30,57 | 29,97 | 32,49 | 34,31 | 35,66 |
| Óleo de Palma | 26,36 | 27,70 | 29,59 | 33,87 | 35,96 | 38,97 |
| Óleo de Girassol | 7,42 | 8,12 | 9,13 | 9,06 | 10,42 | 10,79 |
| Óleo de Canola | 13,02 | 12,21 | 14,14 | 15,71 | 17,17 | 17,88 |
| Óleo de Algodão | 3,79 | 3,50 | 3,84 | 4,72 | 4,55 | 4,76 |
| Óleo de Amendoim | 5,13 | 4,62 | 5,02 | 5,04 | 5,19 | 4,85 |
| Óleo de Oliva | 2,74 | 2,51 | 3,00 | 2,74 | 2,28 | 2,84 |
| **Total** | **88,36** | **89,23** | **94,69** | **103,63** | **109,88** | **115,75** |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

Pelos dados expostos na tabela acima, percebe-se que o óleo de soja não é o líder na produção mundial de óleos vegetais. A tabela mostra que, de 2001 até 2003/04, a produção de óleo de soja foi ligeiramente superior à produção do óleo de palma. Em 2004/05, a produção de óleo de palma ultrapassou a produção de óleo de soja e este fato confirma-se pelas estimativas de produção de 2006/07. Apesar de não possuir a hegemonia na produção, como o grão e o farelo de soja, a produção de óleo de soja é significativa e a segunda maior dentre os óleos vegetais.

Se na produção, o óleo de soja figura entre os líderes dos óleos vegetais, este fato não se repete na comercialização internacional dos óleos vegetais. As exportações mundiais de óleos vegetais figuram com o óleo de palma na liderança. O óleo de soja é o segundo mais exportado, porém, fica muito atrás do óleo de palma. As exportações de óleo de soja são mais de 2,5 vezes menor que as exportações de óleo de palma. Um fato que pode

explicar esta posição do óleo de soja é que nos países desenvolvidos o óleo de soja não é o mais utilizado. Nestes países predomina outros tipos de óleos considerados mais nobres. A tabela abaixo demonstra as exportações mundiais de óleos vegetais discriminados por tipo.

**Tabela 8: Exportações de Óleos Vegetais**

| Exportações de Óleos Vegetais (milhões de toneladas métricas[1]) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **2002/03** | **2003/04** | **2004/05** | **2005/06** | **2006/07[2]** |
| Óleo de Soja | 8,15 | 8,75 | 8,63 | 9,23 | 9,29 | 9,89 |
| Óleo de Palma | 17,82 | 19,72 | 21,71 | 24,63 | 26,35 | 27,95 |
| Óleo de Girassol | 1,95 | 2,26 | 2,63 | 2,53 | 3,76 | 3,83 |
| Óleo de Canola | 1,01 | 0,91 | 1,15 | 1,14 | 1,71 | 1,75 |
| Óleo de Algodão | 0,18 | 0,13 | 0,14 | 0,12 | 0,10 | 0,13 |
| Óleo de Amendoim | 0,23 | 0,15 | 0,24 | 0,18 | 0,17 | 0,19 |
| Óleo de Oliva | 0,42 | 0,49 | 0,67 | 0,63 | 0,63 | 0,69 |
| **Total** | **29,76** | **32,41** | **35,17** | **38,46** | **42,01** | **44,43** |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

Os dados referentes ao consumo mundial de óleo de soja mostram que este óleo é o segundo mais consumido no mundo, ficando atrás novamente do óleo de palma. Pela tabela abaixo se pode notar que o óleo de soja foi o óleo vegetal mais consumido até 2003 e perde esta posição para o óleo de palma no ano de 2005. Pelos dados expostos pode-se perceber que os óleos de soja e de palma representam parcela significativa do consumo mundial de óleos vegetais.

**Tabela 9: Consumo Mundial de Óleos Vegetais**

| Consumo de Óleo Vegetal (milhões de toneladas métricas[1]) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **2002/03** | **2003/04** | **2004/05** | **2005/06** | **2006/07[2]** |
| Óleo de Soja | 28,43 | 30,27 | 29,91 | 31,74 | 33,42 | 35,70 |
| Óleo de Palma | 24,92 | 27,69 | 29,59 | 32,86 | 35,24 | 38,13 |
| Óleo de Girassol | 7,53 | 7,85 | 8,40 | 8,63 | 9,86 | 10,33 |
| Óleo de Canola | 13,19 | 12,23 | 14,45 | 15,67 | 16,91 | 17,78 |
| Óleo de Algodão | 3,84 | 3,52 | 3,79 | 4,60 | 4,56 | 4,80 |
| Óleo de Amendoim | 5,07 | 4,74 | 4,96 | 5,04 | 5,22 | 4,87 |
| Óleo de Oliva | 2,52 | 2,60 | 2,65 | 2,69 | 2,53 | 2,71 |
| **Total** | **85,5** | **88,9** | **93,75** | **101,23** | **107,74** | **114,32** |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

Uma vez demonstrada a importância da soja e de seus derivados na produção mundial de oleaginosas, farelo e óleo, serão expostos dados para analisar a magnitude do complexo agroindustrial da soja na economia mundial, bem como seus principais atores na produção e comercialização da oleaginosa e seus derivados.

A produção mundial de soja é altamente concentrada. A produção é concentrada em quatro países: Estados Unidos, Brasil, Argentina e China. Em 2004, segundo o *United States Departmente of Agriculture* (USDA), 90,28% da produção mundial de soja concentrou-se nestes quatro países. Estes países além de dominar a maior parte da produção mundial da oleaginosa, também são os maiores exportadores, com exceção da China. Na produção da soja em grão, os Estados Unidos são os líderes mundiais. O Brasil ocupa a segunda posição na produção mundial da oleaginosa e a Argentina figura-se como a terceira maior força na produção de soja do mundo. A tabela abaixo mostra a produção dos principais países produtores de soja em grão e sua participação relativa.

**Tabela 10: Produção Mundial de Soja em Grão**

| **Produção Mundial de Soja em Grão (milhões de toneladas métricas[1])** | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **Participação Relativa** | **2002/03** | **Participação Relativa** | **2003/04** | **Participação Relativa** |
| **Argentina** | 30 | 16,21% | 35,5 | 18,02% | 33 | 17,67% |
| **Brasil** | 43,5 | 23,50% | 52 | 26,39% | 51 | 27,31% |
| **China** | 15,41 | 8,33% | 16,51 | 8,38% | 15,39 | 8,24% |
| **Estados Unidos** | 78,67 | 42,50% | 75,01 | 38,07% | 66,78 | 35,76% |
| **Outros** | 17,51 | 9,46% | 18,01 | 9,14% | 20,6 | 11,03% |
| **Total** | 185,09 | | 197,03 | | 186,77 | |
| | **2004/05** | **Participação Relativa** | **2005/06** | **Participação Relativa** | **2006/07[2]** | **Participação Relativa** |
| **Argentina** | 39 | 18,06% | 40,5 | 18,57% | 42 | 18,52% |
| **Brasil** | 53 | 24,54% | 55 | 25,22% | 56 | 24,69% |
| **China** | 17,4 | 8,06% | 16,35 | 7,50% | 16,2 | 7,14% |
| **Estados Unidos** | 85,01 | 39,36% | 83,37 | 38,24% | 87,196 | 38,45% |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Outros** | 21,54 | 9,97% | 22,82 | 10,47% | 25,38 | 11,19% |
| **Total** | 215,95 | | 218,04 | | 226,77 | |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

Os dados acima mostram que a Argentina, no período analisado, apresentou evolução na sua produção, e manteve-se como a terceira força produtora de soja em grão durante este início de século XXI. Os Estados Unidos apresentam queda de sua participação relativa. Ainda que tímida esta queda na produção de soja nos Estados Unidos reflete que a fronteira agrícola neste país está no limite. Este fato faz com que a soja neste período comece a perder espaço para a cultura do milho que começa a ganhar mais espaço na produção de grãos norte-americana, visto a intenção deste país em produzir álcool a partir de milho.

O Brasil, por sua vez, ganhou espaço no período analisado. O Brasil possuiu ainda uma vasta fronteira agrícola a ser explorada, fato este que possibilita ao país expandir sua produção e aumentar sua participação relativa na produção mundial de soja. Os Estados Unidos e a Argentina começam a apresentar limites em sua fronteira agrícola e o cultivo da soja começa a enfrentar a concorrência de outras culturas. Este fato possibilita ao Brasil a assumir a liderança na produção mundial de soja.

A tabela mostra que para a safra 2006/07, as estimativas apontam para uma retração na participação relativa do Brasil na produção mundial de soja. Este fato reflete a crise enfrentada pelo setor no Brasil durante o ano de 2006. Neste ano, os produtores depararam com preços em queda, além de uma taxa de câmbio não adequada para grandes ganhos na exportação da *commodity*. Esta crise demonstra reflexos na estimativa para a próxima safra, visto que, os produtores estão mais receosos quanto aos ganhos que a soja pode proporcionar. Ao encontro deste movimento tem a migração de produtores de soja para a produção de cana de açúcar, que vem proporcionando maiores ganhos para os produtores.

A configuração dos maiores produtores mundiais de soja em grão repete-se nas exportações. Os Estados Unidos são os maiores exportadores de soja, seguidos de Brasil e Argentina, respectivamente. A tabela abaixo mostra os principais exportadores de soja.

**Tabela 11: Exportações Mundiais de Soja em Grão**

| Exportações Mundiais de Soja em Grão (milhões de toneladas métricas[1]) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **Participação Relativa** | **2002/03** | **Participação Relativa** | **2003/04** | **Participação Relativa** |
| **Argentina** | 6 | 11,23% | 8,71 | 14,24% | 6,93 | 12,42% |
| **Brasil** | 15 | 28,07% | 19,73 | 32,25% | 19,82 | 35,52% |
| **China** | 0,3 | 0,56% | 0,26 | 0,42% | 0,32 | 0,57% |
| **Estados Unidos** | 28,95 | 54,17% | 28,42 | 46,45% | 24,13 | 43,24% |
| **Outros** | 3,19 | 5,97% | 4,06 | 6,64% | 4,60 | 8,24% |
| **Total** | 53,44 | | 61,18 | | 55,80 | |
| | **2004/05** | **Participação Relativa** | **2005/06** | **Participação Relativa** | **2006/07[2]** | **Participação Relativa** |
| **Argentina** | 9,31 | 14,43% | 7,26 | 11,27% | 7,20 | 10,18% |
| **Brasil** | 20,14 | 31,21% | 25,90 | 40,20% | 25,75 | 36,41% |
| **China** | 0,39 | 0,60% | 0,35 | 0,54% | 0,35 | 0,49% |
| **Estados Unidos** | 29,86 | 46,27% | 25,78 | 40,01% | 31,16 | 44,05% |
| **Outros** | 4,84 | 7,50% | 5,14 | 7,98% | 6,27 | 8,86% |
| **Total** | 64,54 | | 64,43 | | 70,73 | |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

A China, importante produtor mundial, não figura entre os principais exportadores. Este fato é explicado pelo grande consumo de soja neste país, fazendo com que ele figure como importante importador mundial. As exportações mundiais de soja em grão concentram-se também nos três maiores produtores mundiais, Brasil, Argentina e Estados Unidos. No caso brasileiro, nota-se que as exportações cresceram mais de 70% no período demonstrado na tabela, indicando que as exportações crescem num ritmo mais acelerado que a produção, que mostrou crescimento de aproximadamente 29% no período analisado na tabela 10. Este movimento reforça a importância do complexo agroindustrial da soja na geração de divisas para a economia brasileira.

Na seqüência da análise sobre o mercado internacional da soja são expostos dados que mostram como se figuram as importações mundiais desta *commodity*. Nas importações, os principais *players* do mercado internacional são União Européia e China. A tabela abaixo mostra os principais importadores mundiais de soja em grão.

**Tabela 12: Importações Mundiais de Soja em Grão**

| Importações Mundiais de Soja em Grão (milhões de toneladas métricas[1]) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **Participação Relativa** | **2002/03** | **Participação Relativa** | **2003/04** | **Participação Relativa** |
| **Argentina** | 0,37 | 0,68% | 0,61 | 0,97% | 0,54 | 1,00% |
| **Brasil** | 1,11 | 2,04% | 1,32 | 2,09% | 0,33 | 0,61% |
| **China** | 10,38 | 19,04% | 21,42 | 33,94% | 16,93 | 31,26% |
| **Estados Unidos** | 0,06 | 0,11% | 0,18 | 0,29% | 0,15 | 0,28% |
| **União Européia** | 18,54 | 34,01% | 16,87 | 26,73% | 14,64 | 27,03% |
| **Taiwan** | 2,58 | 4,73% | 2,35 | 3,72% | 2,22 | 4,10% |
| **Tailândia** | 1,55 | 2,84% | 1,78 | 2,82% | 1,41 | 2,60% |
| **Turquia** | 0,56 | 1,03% | 0,76 | 1,20% | 0,61 | 1,13% |
| **Outros** | 19,36 | 35,52% | 17,82 | 28,24% | 17,33 | 32,00% |
| **Total** | 54,51 | | 63,11 | | 54,16 | |
| | **2004/05** | **Participação Relativa** | **2005/06** | **Participação Relativa** | **2006/07[2]** | **Participação Relativa** |
| **Argentina** | 0,69 | 1,08% | 0,58 | 0,90% | 0,92 | 1,32% |
| **Brasil** | 0,48 | 0,75% | 0,08 | 0,12% | 0,10 | 0,14% |
| **China** | 25,80 | 40,57% | 28,32 | 44,15% | 32,00 | 45,76% |
| **Estados Unidos** | 0,15 | 0,24% | 0,09 | 0,14% | 0,11 | 0,16% |
| **União Européia** | 14,64 | 23,02% | 13,80 | 21,52% | 14,14 | 20,22% |
| **Taiwan** | 2,26 | 3,55% | 2,40 | 3,74% | 2,40 | 3,43% |
| **Tailândia** | 1,52 | 2,39% | 1,47 | 2,29% | 1,50 | 2,15% |
| **Turquia** | 1,05 | 1,65% | 0,80 | 1,25% | 0,95 | 1,36% |
| **Outros** | 17,01 | 26,75% | 16,60 | 25,88% | 17,81 | 25,47% |
| **Total** | 63,60 | | 64,14 | | 69,93 | |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

As importações mundiais de soja também apresentam concentração, pois, grande parte das importações está concentrada na União Européia e na China. A China além de consumir quase toda a sua produção, é grande importadora. Pelos dados acima percebe-se

que a China a partir de 2003 passou a ser a principal importadora mundial de soja em grão, e esta virada intensificou ao longo destes anos, sendo que, de acordo com a tabela acima, a estimativa é que a China importará na safra 2006/07 mais de duas vezes o que a União Européia importará. A União Européia, embora não mais a principal importadora é grande consumidora de soja em grão, representando mais de 20% das importações mundiais de soja em grão. A União Européia, segundo MARGARIDO, FERNANDES E TUROLLA (2002), utiliza a soja para a produção de ração animal, visto que, este bloco econômico é um importante produtor de suínos, de aves e de bovinos.

Tendo visto o panorama do mercado mundial de soja em grão, é importante analisar o mercado de um de seus subprodutos, o farelo. O farelo de soja foi durante muito tempo o principal produto do complexo agroindustrial da soja a ser exportado pelo Brasil, porém, no final da década de 1990 as exportações de grãos superam as exportações de farelo. O Brasil foi, até o ano de 2004, segundo o USDA, o segundo maior produtor mundial de farelo de soja e dados preliminares sobre a produção mundial de farelo de soja indicam que a China e a Argentina passarão a ocupar posições à frente do Brasil no ranking dos maiores produtores mundiais de farelo de soja. Os Estados Unidos estão no topo do ranking de produção mundial de farelo de soja. A tabela seguinte demonstra dados sobre a produção mundial de farelo de soja.

**Tabela 13: Produção Mundial de Farelo de Soja**

| Produção Mundial de Farelo de Soja (milhões de toneladas métricas[1]) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **Participação Relativa** | **2002/03** | **Participação Relativa** | **2003/04** | **Participação Relativa** |
| **Argentina** | 16,56 | 13,23% | 18,42 | 14,12% | 19,68 | 15,33% |
| **Brasil** | 19,41 | 15,50% | 21,45 | 16,44% | 22,36 | 17,42% |
| **China** | 16,30 | 13,02% | 21,00 | 16,10% | 20,19 | 15,73% |
| **Estados Unidos** | 36,55 | 29,19% | 34,65 | 26,56% | 32,95 | 25,67% |
| **União Européia** | 13,88 | 11,09% | 12,82 | 9,83% | 10,94 | 8,52% |
| **Outros** | 22,51 | 17,98% | 22,13 | 16,96% | 22,23 | 17,32% |
| **Total** | 125,21 | | 130,47 | | 128,35 | |
| | **2004/05** | **Participação Relativa** | **2005/06** | **Participação Relativa** | **2006/07[2]** | **Participação Relativa** |
| **Argentina** | 21,53 | 15,52% | 25,01 | 17,28% | 26,65 | 17,48% |
| **Brasil** | 22,66 | 16,33% | 21,66 | 14,97% | 21,83 | 14,32% |
| **China** | 24,03 | 17,32% | 27,30 | 18,87% | 29,87 | 19,60% |
| **Estados Unidos** | 36,94 | 26,63% | 37,41 | 25,85% | 38,48 | 25,25% |
| **União Européia** | 11,01 | 7,94% | 10,37 | 7,17% | 10,76 | 7,06% |
| **Outros** | 22,30 | 16,07% | 22,95 | 15,86% | 24,83 | 16,29% |
| **Total** | 138,74 | | 144,70 | | 152,42 | |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

Os dados mostram que o Brasil vem perdendo posições entre os principais produtores mundiais de farelo de soja. Este movimento é resultado do grande crescimento das exportações de soja em grãos, que são menos tributadas que as exportações dos subprodutos.

Os Estados Unidos são os maiores produtores de farelo de soja, entretanto, consomem quase toda sua produção, caindo para terceiro lugar quando se trata de ranking de exportações de farelo. A líder de exportações de farelo de soja é a Argentina, e o Brasil ocupa a segunda posição no ranking de exportações de farelo de soja. Na tabela abaixo pode ser visualizada a parcela que cada um ocupa no total das exportações mundiais.

**Tabela 14: Exportações Mundiais de Farelo de Soja**

| Exportações Mundiais de Farelo de Soja (milhões de toneladas métricas[1]) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **Participação Relativa** | **2002/03** | **Participação Relativa** | **2003/04** | **Participação Relativa** |
| **Argentina** | 15,94 | 38,66% | 18,47 | 43,24% | 19,22 | 42,10% |
| **Brasil** | 11,86 | 28,77% | 13,66 | 31,98% | 14,79 | 32,40% |
| **China** | 1,12 | 2,72% | 0,84 | 1,97% | 0,66 | 1,45% |
| **Estados Unidos** | 7,27 | 17,63% | 5,73 | 13,41% | 4,69 | 10,27% |
| **União Européia** | 0,33 | 0,80% | 0,35 | 0,82% | 0,41 | 0,90% |
| **Outros** | 4,71 | 11,42% | 4,02 | 9,41% | 5,88 | 12,88% |
| **Total** | 41,23 | | 42,72 | | 45,65 | |
| | **2004/05** | **Participação Relativa** | **2005/06** | **Participação Relativa** | **2006/07[2]** | **Participação Relativa** |
| **Argentina** | 20,65 | 44,08% | 24,33 | 47,28% | 26,05 | 49,08% |
| **Brasil** | 14,25 | 30,42% | 12,89 | 25,05% | 12,20 | 22,98% |
| **China** | 0,66 | 1,41% | 0,36 | 0,70% | 0,35 | 0,66% |
| **Estados Unidos** | 6,66 | 14,22% | 7,31 | 14,21% | 7,89 | 14,86% |
| **União Européia** | 0,54 | 1,15% | 0,65 | 1,26% | 0,70 | 1,32% |
| **Outros** | 4,09 | 8,73% | 5,92 | 11,50% | 5,89 | 11,10% |
| **Total** | 46,85 | | 51,46 | | 53,08 | |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

A tabela acima mostra que as exportações de farelo de soja argentinas, segundo as estimativas do USDA, deverão representar quase metade das exportações mundiais deste produto. Os dados também revelam que quase toda produção de farelo de soja da Argentina é exportada, sendo o mercado interno deste país pouco significativo. Este fato pode indicar que os preços de farelo de soja da Argentina são altamente atrelados ao mercado internacional havendo alta transmissão de preços das principais praças internacionais para este país, conforme já identificado em estudo realizado por FREITAS *et alii* (2001).

Pelo lado das importações, a União Européia é a maior importadora de farelo de soja. Este fato, conforme dito acima, deve-se à posição de grande produtor de aves, bovinos e suínos que este bloco econômico ocupa. A União Européia adotou uma estratégia de internalização do processamento do grão, haja vista a grande importação de grãos apresentada por este bloco. Entretanto, a União Européia continua importando parcela

significativa de farelo de soja para poder suprir as suas necessidades. Abaixo podem ser visualizadas as importações mundiais de farelo de soja.

**Tabela 15: Importações Mundiais de Farelo de Soja**

| Importações Mundiais de Farelo de Soja (milhões de toneladas métricas[1]) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **Participação Relativa** | **2002/03** | **Participação Relativa** | **2003/04** | **Participação Relativa** |
| **Indonésia** | 1,25 | 3,08% | 1,64 | 3,85% | 1,66 | 3,69% |
| **Brasil** | 0,34 | 0,84% | 0,35 | 0,82% | 0,28 | 0,62% |
| **Tailândia** | 1,89 | 4,65% | 1,98 | 4,65% | 1,66 | 3,69% |
| **Coréia** | 1,50 | 3,69% | 1,53 | 3,59% | 1,31 | 2,91% |
| **União Européia** | 19,69 | 48,49% | 20,38 | 47,83% | 21,90 | 48,73% |
| **Outros** | 15,94 | 39,25% | 16,73 | 39,26% | 18,13 | 40,34% |
| **Total** | 40,61 | | 42,61 | | 44,94 | |
| | **2004/05** | **Participação Relativa** | **2005/06** | **Participação Relativa** | **2006/07[2]** | **Participação Relativa** |
| **Indonésia** | 1,85 | 3,98% | 1,95 | 3,83% | 2,07 | 3,94% |
| **Brasil** | 0,25 | 0,54% | 0,19 | 0,37% | 0,27 | 0,51% |
| **Tailândia** | 1,73 | 3,72% | 2,04 | 4,00% | 2,15 | 4,09% |
| **Coréia** | 1,46 | 3,14% | 1,77 | 3,47% | 1,80 | 3,43% |
| **União Européia** | 21,72 | 46,76% | 22,90 | 44,93% | 22,68 | 43,18% |
| **Outros** | 19,44 | 41,85% | 22,12 | 43,40% | 23,55 | 44,84% |
| **Total** | 46,45 | | 50,97 | | 52,52 | |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

A tabela mostra que a Indonésia, a Coréia e a Tailândia também são importantes importadores de farelo de soja, embora em magnitude significativamente inferior às importações apresentadas pela União Européia.

A União Européia é a grande importadora mundial de farelo de soja. Quase metade das importações mundiais de farelo é realizada pelo bloco europeu. Entretanto, os dados evidenciam que o bloco tem apresentado queda na participação relativa das importações mundiais de farelo, em parte como resultado da estratégia referida anteriormente. No entanto, a importação apresentada pelo bloco ainda é muito significativa.

No mercado de óleo de soja, a configuração é diferente do mercado de farelo de soja. No mercado de óleo, o Brasil é o quarto maior produtor. O Brasil foi o segundo maior

produtor até 2004/05 quando foi superado por China e Argentina. Os Estados Unidos são também, os líderes na produção de óleo de soja. A tabela abaixo relaciona os principais produtores de óleo de soja.

**Tabela 16: Produção Mundial de Óleo de Soja**

| Produção Mundial de Óleo de Soja (milhões de toneladas métricas[1]) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **Participação Relativa** | **2002/03** | **Participação Relativa** | **2003/04** | **Participação Relativa** |
| **Argentina** | 3,88 | 13,43% | 4,40 | 14,39% | 4,63 | 15,44% |
| **Brasil** | 4,70 | 16,26% | 5,20 | 17,01% | 5,59 | 18,65% |
| **China** | 3,57 | 12,35% | 4,73 | 15,47% | 4,53 | 15,11% |
| **Estados Unidos** | 8,57 | 29,65% | 8,36 | 27,35% | 7,75 | 25,85% |
| **União Européia** | 3,16 | 10,93% | 2,92 | 9,55% | 2,50 | 8,34% |
| **Outros** | 5,02 | 17,37% | | 16,23% | | 16,61% |
| **Total** | 28,90 | | 30,57 | | 29,98 | |
| | **2004/05** | **Participação Relativa** | **2005/06** | **Participação Relativa** | **2006/07[2]** | **Participação Relativa** |
| **Argentina** | 5,09 | 15,66% | 6,00 | 17,49% | 6,40 | 17,94% |
| **Brasil** | 5,65 | 17,38% | 5,39 | 15,71% | 5,37 | 15,05% |
| **China** | 5,42 | 16,68% | 6,15 | 17,92% | 6,74 | 18,90% |
| **Estados Unidos** | 8,78 | 27,02% | 9,25 | 26,96% | 9,15 | 25,65% |
| **União Européia** | 2,50 | 7,69% | 2,36 | 6,88% | 2,45 | 6,87% |
| **Outros** | 5,06 | 15,57% | 5,16 | 15,04% | 5,56 | 15,59% |
| **Total** | 32,50 | | 34,31 | | 35,67 | |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

Ao analisar as exportações de óleo, pode-se notar que a Argentina é a maior exportadora de óleo de soja. Da mesma forma que acontece com o farelo de soja argentino, o óleo de soja produzido neste país também é quase totalmente destinado para exportação.

Já o Brasil ocupa a segunda posição dentre os maiores exportadores de óleo de soja. Os dados indicam que o Brasil possui também um importante mercado consumidor interno deste tipo de óleo vegetal. A terceira posição nas exportações de soja é alternada entre os Estados Unidos e a União Européia. A tabela seguinte mostra os principais exportadores de óleo de soja e suas respectivas participações relativas.

**Tabela 17: Exportações Mundiais de Óleo de Soja**

| Exportações Mundiais de Óleo de Soja (milhões de toneladas métricas[1]) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **Participação Relativa** | **2002/03** | **Participação Relativa** | **2003/04** | **Participação Relativa** |
| **Argentina** | 3,44 | 42,21% | 3,64 | 41,60% | 4,08 | 47,28% |
| **Brasil** | 1,77 | 21,72% | 2,39 | 27,31% | 2,72 | 31,52% |
| **China** | 0,06 | 0,74% | 0,01 | 0,11% | 0,01 | 0,12% |
| **Estados Unidos** | 1,14 | 13,99% | 1,03 | 11,77% | 0,42 | 4,87% |
| **União Européia** | 0,90 | 11,04% | 0,71 | 8,11% | 0,54 | 6,26% |
| **Outros** | 0,84 | 10,31% | 0,97 | 11,09% | 0,86 | 9,97% |
| **Total** | 8,15 | | 8,75 | | 8,63 | |
| | **2004/05** | **Participação Relativa** | **2005/06** | **Participação Relativa** | **2006/07[2]** | **Participação Relativa** |
| **Argentina** | 4,75 | 51,46% | 5,59 | 60,11% | 5,86 | 59,19% |
| **Brasil** | 2,41 | 26,11% | 2,05 | 22,04% | 2,15 | 21,72% |
| **China** | 0,04 | 0,43% | 0,10 | 1,08% | 0,07 | 0,71% |
| **Estados Unidos** | 0,60 | 6,50% | 0,52 | 5,59% | 0,66 | 6,67% |
| **União Européia** | 0,51 | 5,53% | 0,26 | 2,80% | 0,25 | 2,53% |
| **Outros** | 0,92 | 9,97% | 0,78 | 8,39% | 0,91 | 9,19% |
| **Total** | 9,23 | | 9,30 | | 9,90 | |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

Pelo lado das importações, percebe-se que os maiores importadores de óleo de soja são países em desenvolvimento. A Índia é o principal importador deste gênero de óleo, seguido pelo Irã. A tabela seguinte mostra alguns dos importadores de óleo de soja.

**Tabela 18: Importações Mundiais de Óleo de Soja**

| Importações Mundiais de Óleo de Soja (milhões de toneladas métricas[1]) | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2001/02** | **Participação Relativa** | **2002/03** | **Participação Relativa** | **2003/04** | **Participação Relativa** |
| **China** | 0,55 | 7,03% | 1,71 | 20,45% | 2,74 | 33,21% |
| **Índia** | 1,55 | 19,82% | 1,25 | 14,95% | 0,76 | 9,21% |
| **Irã** | 0,83 | 10,61% | 0,96 | 11,48% | 0,73 | 8,85% |
| **Marrocos** | 0,30 | 3,84% | 0,37 | 4,43% | 0,33 | 4,00% |
| **Venezuela** | 0,21 | 2,69% | 0,20 | 2,39% | 0,30 | 3,64% |
| **Outros** | 4,38 | 56,01% | 3,87 | 46,29% | 3,39 | 41,09% |
| **Total** | 7,82 | | 8,36 | | 8,25 | |
| | **2004/05** | **Participação Relativa** | **2005/06** | **Participação Relativa** | **2006/07[2]** | **Participação Relativa** |
| **China** | 1,74 | 19,44% | 1,52 | 17,19% | 1,70 | 17,71% |
| **Índia** | 2,02 | 22,57% | 1,67 | 18,89% | 1,85 | 19,27% |
| **Irã** | 0,74 | 8,27% | 0,60 | 6,79% | 0,70 | 7,29% |
| **Marrocos** | 0,32 | 3,58% | 0,34 | 3,85% | 0,34 | 3,54% |
| **Venezuela** | 0,25 | 2,79% | 0,28 | 3,17% | 0,29 | 3,02% |
| **Outros** | 3,88 | 43,35% | 4,43 | 50,11% | 4,72 | 49,17% |
| **Total** | 8,95 | | 8,84 | | 9,60 | |

1 – 1 tonelada métrica equivale a aproximadamente 1000 quilos, 2 – Estimativas.
Fonte: FAS/USDA (*Foreign Agricultural Service – United States Department of Agriculture*)

Todos estes dados expostos demonstram minimamente a dimensão do mercado do complexo agroindustrial da soja no mundo. Desta maneira, a próxima seção centra-se em fazer um panorama semelhante ao exposto acima, porém com um enfoque mais fechado no complexo agroindustrial da soja no Brasil.

# CAPITULO II

## *2. O Complexo Agroindustrial da Soja no Brasil*

Já foi possível perceber que o complexo agroindustrial da soja tem grande significância na economia mundial. Para analisar o quanto este importante complexo representa para a economia brasileira serão apresentados, primeiramente, alguns dados sobre a produção nacional de soja em grão.

> "(...) a expansão da cultura da soja foi a principal responsável pela introdução do conceito de agronegócio no país, não só pelo volume físico e financeiro envolvido, mas também pela necessidade da visão empresarial de administração da atividade por parte dos produtores, fornecedores de insumos, processadores da matéria-prima e negociantes, de forma a manter e ampliar as vantagens competitivas da produção" (DE PAULA E FAVERET FILHO, 1998).

A soja é a principal cultura de exportação do Brasil. Segundo dados da CONAB (Companhia Nacional de Abastecimento), a área plantada de soja no Brasil evoluiu de aproximadamente sete milhões de hectares na safra de 1976/77 para aproximadamente 22,23 milhões de hectares na safra 2005/2006. De acordo com estes números percebe-se que a área plantada, em quase três décadas, aumentou em 218,68%, tendo como conseqüência um grande crescimento da produção e a expansão da cultura para várias regiões do Brasil.

No Brasil, segundo BRUM (2004), a soja começou a ganhar destaque dentre as principais culturas nacionais na década de 1960. A primeira região brasileira a cultivar a soja foi a região sul, sendo o Rio Grande do Sul o pioneiro na produção da oleaginosa. Nos Estados da região Sul, a cultura da soja desempenhou o papel de ser uma alternativa para cultura de verão, visto que, a região era grande produtora de trigo (cultura de inverno) e existia uma lacuna temporal a ser preenchida. Inicialmente, a soja era cultiva em pequenas propriedades na região sul e contava com incentivos para sua proliferação. Com a

Revolução Verde[1], a soja começou a ser a cultivada em grandes propriedades. A Revolução Verde trouxe mecanização para o campo e também novas tecnologias. Este movimento possibilitou aos produtores de soja aumentar suas áreas de cultivo e, principalmente, a apresentar ganhos de produtividade e de escala. Durante as décadas de 1960 e 1970 a soja espalhou-se pela região sul, e, embora o Rio Grande do Sul fosse o pioneiro no cultivo da oleaginosa, o Estado que passa a ser o maior produtor da *commodity* na região é o Paraná.

Nas décadas seguintes, 1980 e 1990, a cultura da soja começou a desbravar as fronteiras da região Sul e passou a ser cultivada também na região Centro-Oeste. Com este movimento de expansão da cultura, o estado do Mato Grosso passou a ser grande produtor, e é atualmente o Estado que mais produz a oleaginosa no país. O Estado do Paraná ainda tem destaque na produção, pois é o segundo maior produtor brasileiro. O Paraná perdeu o posto de maior produtor nacional de soja, entretanto a sua importância ainda é fundamental, pois neste estado situa-se o Porto de Paranaguá, principal porto brasileiro para o escoamento da produção do complexo agroindustrial da soja nacional.

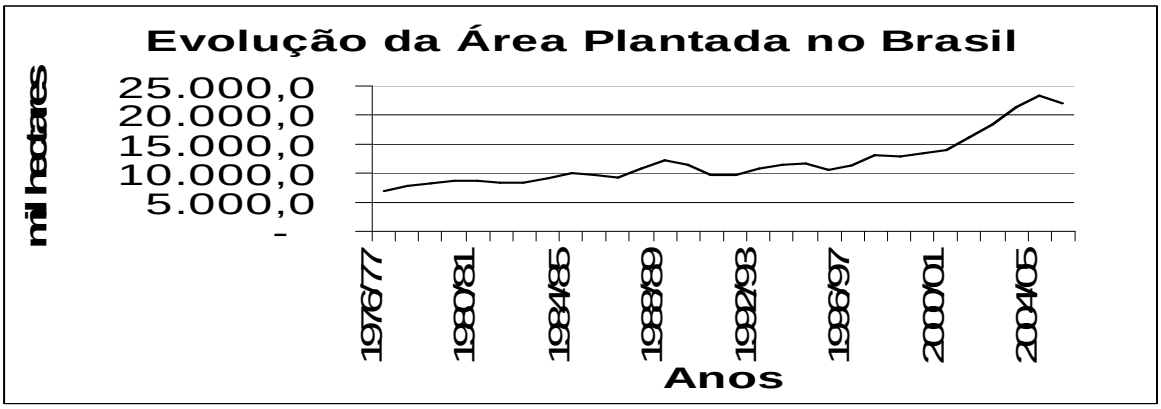
A rápida expansão da cultura da soja pelo território brasileiro não é sem motivo, pois o sistema agroindustrial da soja tornou-se um dos mais importantes setores da economia brasileira, sendo, inclusive, grande gerador de divisas. O complexo agroindustrial da soja engloba atividades de vão desde a produção da soja em grão até a comercialização dos produtos processados industrialmente.

O gráfico abaixo demonstra a evolução da área plantada de soja no Brasil no período citado.

---

[1] A Revolução Verde ocorreu durante as décadas de 60 e 70 e foi resultado da aplicação de novas invenções e da disseminação de novas sementes e práticas agrícolas que proporcionaram o aumento da produção e da produtividade agrícola em países menos desenvolvidos. Esta revolução foi impulsionada pela promessa de erradicação da fome com aumento da oferta de alimentos.

**Gráfico 1: Evolução da Área Plantada de Soja no Brasil**




Fonte: CONAB (Companhia Nacional de Abastecimento)

Como mostrado, a área plantada apresentou significativa evolução ao longo destas três décadas. Um grande diferencial do Brasil entre os grandes produtores mundiais de soja é que o Brasil possui um grande potencial para expandir ainda mais a produção, já que o país possui uma vasta fronteira agrícola a ser explorada, fato este que pode proporcionar uma maior produção e exportação da soja. O Brasil apresenta uma grande quantidade de terras cultiváveis para ser utilizada enquanto nos Estados Unidos e na Argentina esta área é limitada, isto é, estes países já estão próximos de esgotar a sua fronteira agrícola.

A produtividade também demonstrou evolução positiva. Segundo dados da CONAB, a produtividade brasileira passou de uma média de 1.487,4 Kg/ha no final da década de 70 para uma média de 2.549,7 Kg/ha em meados da década de 2000. A CONAB ainda apresenta uma estimativa de que a produtividade para a safra 2006/2007 será de 2.608 Kg/ha. Este aumento da produtividade brasileira representa um crescimento de produtividade de mais de 70% no período citado. A produção da soja apresentou neste período não apenas evolução da produção, mas também da produtividade, resultando em uma maior competitividade da soja brasileira no comércio internacional. A evolução da produtividade das lavouras de soja no Brasil pode ser mais bem visualizada no gráfico abaixo.

**Gráfico 2: Evolução da Produtividade das Lavouras de Soja no Brasil**

Fonte: CONAB Companhia (Companhia Nacional de Abastecimento)

Os dados indicaram que tanto a área plantada quanto a produtividade cresceram. Um outro fator a verificar é a evolução da produção no período citado até agora. Segundo a CONAB, a produção de soja no Brasil passou de aproximadamente 12 milhões toneladas na safra 1976/77 para uma estimativa de aproximadamente 54 milhões de toneladas para a safra 2006/2007. Este aumento é da magnitude de 350% e percebe-se, pelos gráficos anteriores, que foi composto por aumentos de área cultivada (expansão da fronteira agrícola disponível) e aumentos de produtividade. A evolução da produção brasileira do grão de soja pode ser observada no gráfico seguinte.

**Gráfico 3: Evolução da produção do grão de soja no Brasil**

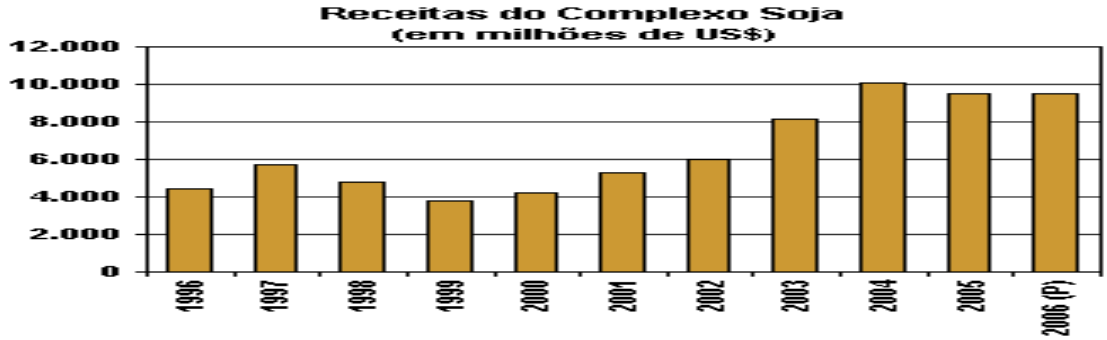
Fonte: CONAB (Companhia Nacional de Abastecimento)

Esta magnitude da produção faz do Brasil o segundo maior produtor de soja em grão do mundo. Os Estados Unidos da América são os líderes na produção deste grão. Segundo o FAS, e conforme visto nos dados apresentados acima, na safra 2005/2006 os Estados Unidos foram responsáveis por aproximadamente 38% da produção mundial de soja, o Brasil produziu aproximadamente 25%, a Argentina foi responsável pela produção de aproximadamente 18% do total, o que faz deste país o terceiro maior país produtor de soja. Em números, no referido ano, a produção dos Estados Unidos foi de 83,37 milhões de toneladas métricas. A produção do Brasil foi de 55 milhões de toneladas métricas e a da Argentina de 40,5 milhões de toneladas métricas.

Segundo a Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais (ABIOVE), a produção brasileira de soja cresceu a taxa de 11% aa. nos últimos seis anos e é uma das principais fontes de divisas do país. Em 2005, foram gerados mais de nove bilhões de dólares relativos a exportações do complexo agroindustrial da soja, o que corresponde a quase 9% do total das receitas cambiais do país neste ano. Apesar da expressão deste valor, ele já foi mais elevado. No ano de 2003, estas receitas representaram quase 12% das receitas cambiais totais do país. Segundo a ABIOVE, apenas a exportação de soja em grãos gerou uma receita de mais de cinco bilhões de dólares em 2005. Estes dados podem ser

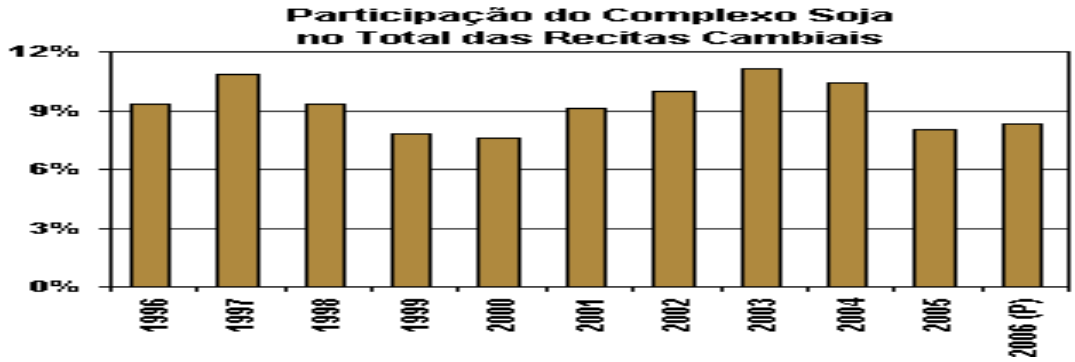
visualizados nos gráficos seguintes extraídos da ABIOVE.

**Gráfico 4: Receitas do Complexo Agroindustrial da Soja**




Fonte: ABIOVE (Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais)

**Gráfico 5: Participação do Complexo Agroindustrial da Soja nas Receitas Cambiais**




Fonte: ABIOVE (Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais)

A produção da soja no mundo cresceu significativamente ao longo do século XX e estes dados demonstram como esta cultura e seu complexo são importantes para a economia brasileira gerando importante montante de divisas cambiais.

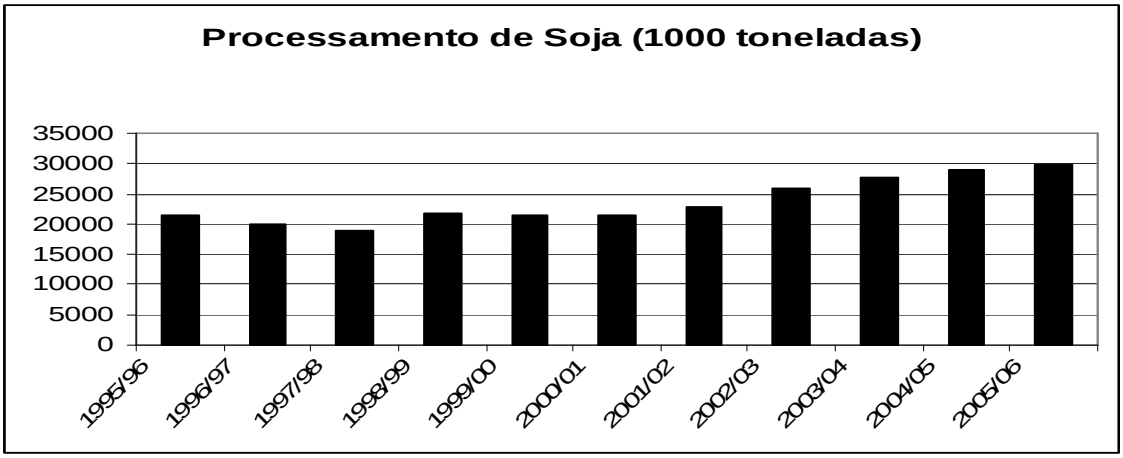
A demanda mundial pode crescer mais, pois há a emergência de biocombustíveis e o crescimento da China que poderá tornar-se o maior consumidor mundial de soja, visto que, já ocupa posição de destaque no consumo da oleaginosa.

Esta concentração verificada na produção também foi verificada nas exportações, sendo que estas respeitam a hierarquia estabelecida na produção. A importação também é concentrada, sendo a União Européia a principal importadora de soja e com a China

figurando-se entre os principais importadores mundiais.

O esmagamento total de soja, de acordo com dados obtidos na ABIOVE, evoluiu de mais de 18 milhões de toneladas em 1994/95 para quase 30 milhões de toneladas em 2005/2006, o que representa um aumento de mais de 60% no período. O crescimento da quantidade de soja esmagada no Brasil poder ser visualizada no gráfico seguinte.

**Gráfico 6: Brasil – Processamento Total de Soja**




Fonte: ABIOVE (Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais)

Após o esmagamento a soja gera o farelo e o óleo bruto. Tratando sobre o farelo, segundo dados do FAS, o maior produtor mundial de farelo de soja são os Estados Unidos e o maior exportador é a Argentina. As exportações da Argentina em 2005 representaram quase metade (47,28%) do total das exportações mundiais. O Brasil é o segundo maior exportador de farelo e, em 2005, exportou aproximadamente 25% do total exportado mundialmente. O Brasil até o final da década de 1990 foi o principal exportador de farelo de soja, porém perdeu tal posição após a conhecida Lei Kandir[2] entrar em vigor. Até então, o farelo de soja era o principal produto do complexo a ser exportado pelo Brasil. Após esta

[2] Lei complementar nº 87, de 13 de setembro de 1996. A referida lei regulamenta em seu artigo 3º, inciso II, que o imposto sobre circulação de mercadorias e serviços (ICMS) não incide sobre operações e prestações que destinem ao exterior mercadorias, inclusive produtos primários e produtos industrializados semi-elaborados, ou serviços. No mesmo artigo, em seu parágrafo único, diz ainda que: "Equipara-se às operações de que trata o inciso II a saída de mercadoria realizada com o fim específico de exportação para o exterior, destinada a: I – empresa comercial exportadora, inclusive *tradings* ou outro estabelecimento da mesma empresa. II – armazém alfandegado ou entreposto aduaneiro.

lei o farelo perdeu a posição de principal produto na pauta de exportações do complexo agroindustrial da soja para o grão in natura.

O Brasil, segundo a ABIOVE, exportou 14.422 mil toneladas de farelo de soja, o que representa um valor de 2.865 milhões de dólares. A estimativa para o ano de 2006 é de uma queda nas exportações brasileiras de farelo de soja. As estimativas da ABIOVE indicam que as exportações brasileiras de farelo de soja devem reduzir-se para 13.400 mil toneladas, reduzindo-se também o valor para 2.680 milhões de dólares.

Segundo os dados da ABIOVE, o volume das exportações de farelo de soja foi maior que o volume das exportações de soja em grão até o ano de 1999. A partir deste ano, as exportações de soja em grão superaram as de farelo de soja. Enquanto do ano 2000 até 2005, o volume das exportações de soja em grão cresceu 94,80%, o volume das exportações de farelo de soja cresceu 54,02%. Neste mesmo período o volume de exportações de óleo de soja cresceu 155,64%, entretanto, apesar deste crescimento, os volumes exportados de óleo são pequenos em comparação com o grão e o farelo.

A tabela abaixo demonstra o volume exportado, o valor de dólares por tonelada e o valor das exportações para cada produto.

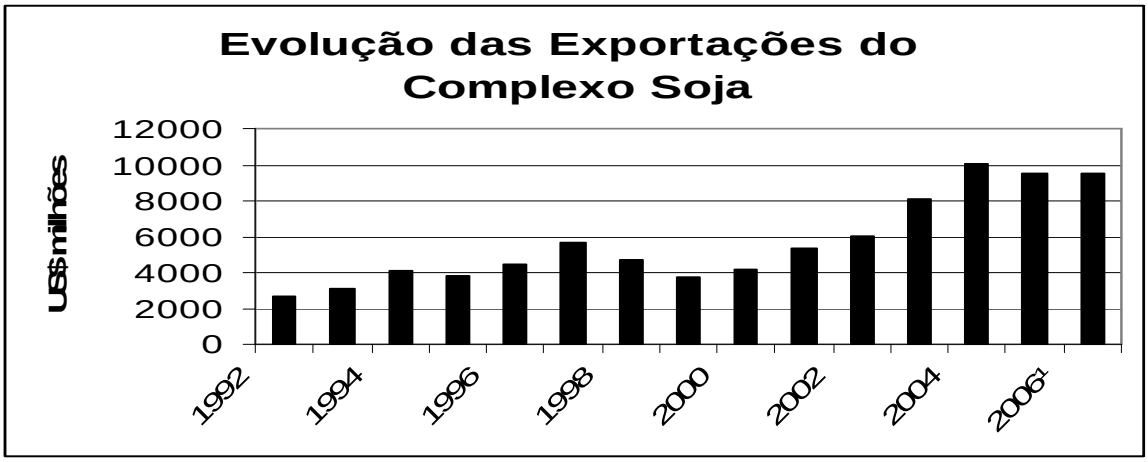
**Tabela 19: Exportações Brasileiras – Volume e Valor**

| Ano | Grão | | | Farelo | | | Óleo | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Volume (mil toneladas) | Valor (US$/ tonelada) | Valor (US$ milhões) | Volume (mil toneladas) | Valor (US$/ tonelada) | Valor (US$ milhões) | Volume (mil toneladas) | Valor (US$/ tonelada) | Valor (US$ milhões) |
| 1992 | 3740 | 217 | 812 | 8501 | 188 | 1595 | 718 | 405 | 291 |
| 1993 | 4190 | 226 | 946 | 9447 | 192 | 1815 | 735 | 416 | 306 |
| 1994 | 5367 | 245 | 1316 | 10618 | 186 | 1980 | 1517 | 546 | 828 |
| 1995 | 3493 | 220 | 770 | 11563 | 173 | 1997 | 1730 | 596 | 1031 |
| 1996 | 3647 | 279 | 1018 | 11226 | 243 | 2727 | 1332 | 535 | 713 |
| 1997 | 8340 | 294 | 2452 | 10013 | 268 | 2681 | 1124 | 530 | 596 |
| 1998 | 9288 | 234 | 2175 | 10447 | 167 | 1749 | 1359 | 609 | 828 |
| 1999 | 8917 | 179 | 1593 | 10431 | 144 | 1504 | 1522 | 441 | 671 |
| 2000 | 11517 | 190 | 2188 | 9364 | 176 | 1648 | 1073 | 335 | 359 |
| 2001 | 15676 | 174 | 2726 | 11271 | 183 | 2065 | 1625 | 306 | 506 |
| 2002 | 15970 | 190 | 3032 | 12517 | 176 | 2199 | 1934 | 402 | 778 |
| 2003 | 19890 | 216 | 4290 | 13602 | 191 | 2602 | 2486 | 496 | 1233 |
| 2004 | 19248 | 280 | 5395 | 14486 | 226 | 3271 | 2517 | 549 | 1382 |
| 2005 | 22435 | 238 | 5345 | 14422 | 199 | 2865 | 2743 | 462 | 1267 |
| 2006[1] | 24700 | 225 | 5558 | 12500 | 195 | 2438 | 2300 | 490 | 1127 |

1-previsão
Fonte: ABIOVE (Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais)

No agrupamento dos três produtos do complexo agroindustrial da soja, as exportações apresentaram significativo crescimento. Em 2004, as exportações FOB da Soja em Grão alcançaram mais de 5 bilhões de dólares. Os dados mostram que o volume exportado de grão cresce vertiginosamente. Por outro lado, a tabela mostra que nos últimos anos o preço da tonelada apresentou queda, tanto no grão, como no farelo e óleo. Em 2004, a tonelada do grão de soja era cotada a US$ 280,00 e a previsão para 2006 é de US$ 225,00 por tonelada de grão de soja. No caso do farelo, em 2004, o preço registrado era de US$ 226,00 por tonelada, enquanto que a previsão para 2006 é de US$ 195,00 por tonelada de farelo de soja. O óleo de soja não foge desta tendência e a previsão para 2006 indica queda de mais de 10% no preço da tonelada em relação a 2004. Em 2004, o preço da tonelada de óleo foi de US$ 549,00 e a previsão para 2006 é de US$ 490,00. O gráfico seguinte mostra evolução no valor das exportações em milhões de dólares.

**Gráfico 7: Evolução do Valor das Exportações do Complexo Agroindustrial da Soja**




Fonte: ABIOVE (Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais)

O quadro abaixo, extraído da CONAB, traz um balanço completo do complexo agroindustrial da soja no Brasil.

**Quadro 2: Balanço do Complexo Agroindustrial da Soja (1000 toneladas)**

| PRODUTO | SAFRA | ESTOQUE | PRODUCAO | IMPOR- | SUPRI- | CONSUMO | EXPOR- | ESTOQUE |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| SOJA EM GRÃOS | 1999/00 | 2.347,5 | 32.890,0 | 807,0 | 36.044,5 | 22.520,0 | 11.517,3 | 2.007,2 |
| | 2000/01 | 2.007,2 | 38.431,8 | 849,6 | 41.288,6 | 24.380,0 | 15.675,0 | 1.233,6 |
| | 2001/02 | 1.233,6 | 42.230,0 | 1.045,2 | 44.508,8 | 27.450,0 | 15.970,0 | 1.088,8 |
| | 2002/03 | 1.088,8 | 52.017,5 | 1.189,2 | 54.295,5 | 30.150,0 | 19.890,5 | 4.255,0 |
| | 2003/04 | 4.255,0 | 49.988,9 | 349,0 | 54.592,9 | 31.210,0 | 19.247,7 | 4.135,2 |
| | 2004/05 | 4.135,2 | 51.452,0 | 368,0 | 55.955,2 | 31.490,0 | 22.435,1 | 2.030,1 |
| | 2005/06 | 2.030,1 | 53.413,9 | 360,0 | 55.804,0 | 29.960,0 | 24.700,0 | 1.144,0 |
| | 2006/07 | 1.144,0 | 54.286,1 | 400,0 | 55.830,1 | 29.960,0 | 24.700,0 | 1.170,1 |
| FARELO DE SOJA | 1999/00 | 664,2 | 16.669,0 | 98,7 | 17.431,9 | 6.800,0 | 9.375,0 | 1.256,9 |
| | 2000/01 | 1.256,9 | 18.051,5 | 218,7 | 19.527,1 | 7.200,0 | 11.270,7 | 1.056,4 |
| | 2001/02 | 1.056,4 | 20.263,5 | 367,5 | 21.687,4 | 7.580,0 | 12.517,2 | 1.590,2 |
| | 2002/03 | 1.590,2 | 21.962,0 | 305,4 | 23.857,6 | 8.100,0 | 13.602,2 | 2.155,4 |
| | 2003/04 | 2.155,4 | 22.673,0 | 187,8 | 25.016,2 | 8.500,0 | 14.485,6 | 2.030,6 |
| | 2004/05 | 2.030,6 | 22.659,0 | 188,7 | 24.878,3 | 9.100,0 | 14.421,7 | 1.356,6 |
| | 2005/06 | 1.356,6 | 21.528,0 | 100,0 | 22.984,6 | 9.100,0 | 12.500,0 | 1.384,6 |
| | 2006/07 | 1.384,6 | 21.528,0 | 100,0 | 23.012,6 | 9.100,0 | 12.500,0 | 1.412,6 |
| ÓLEO DE SOJA | 1999/00 | 175,6 | 4.009,0 | 105,4 | 4.290,0 | 2.860,0 | 1.072,9 | 357,1 |
| | 2000/01 | 357,1 | 4.341,5 | 72,0 | 4.770,6 | 2.935,0 | 1.651,5 | 184,1 |
| | 2001/02 | 184,1 | 4.873,5 | 135,0 | 5.192,6 | 2.930,0 | 1.934,8 | 327,8 |
| | 2002/03 | 327,8 | 5.282,0 | 36,0 | 5.645,8 | 2.960,0 | 2.485,9 | 199,9 |
| | 2003/04 | 199,9 | 5.453,0 | 27,0 | 5.679,9 | 3.040,0 | 2.122,8 | 517,1 |
| | 2004/05 | 517,1 | 5.519,5 | 3,2 | 6.039,8 | 3.150,0 | 2.213,9 | 675,9 |
| | 2005/06 | 675,9 | 5.244,0 | 10,0 | 5.929,9 | 3.200,0 | 2.200,0 | 529,9 |
| | 2006/07 | 529,9 | 5.244,0 | 10,0 | 5.783,9 | 3.200,0 | 2.200,0 | 383,9 |

Fonte: CONAB (Companhia Nacional de Abastecimento)

O complexo agroindustrial da soja, conforme já dito, engloba os segmentos de relativos à soja que vão desde o seu plantio até a comercialização dos subprodutos gerados através de seu processamento. Desta maneira, o complexo envolve as atividades relativas à soja em grão, ao farelo de soja e ao óleo de soja. Este complexo, como pode se observar pelos dados expostos acima, apresenta significante grandiosidade dentro dos números da economia brasileira. O sistema agroindustrial da soja tem se destacado no agronegócio brasileiro e sua importância pode ser compreendida pela análise dos dados apresentados. Segundo a CONAB, as exportações do complexo agroindustrial da soja nos anos de 2003, 2004 e 2005 representaram, respectivamente, 26,52%, 25,75% e 21,74% do total exportado pelo agronegócio brasileiro. A tabela abaixo mostra a quantidade e o valor exportados pelo complexo agroindustrial da soja, de maneira desagregada e mostrando a quantidade de óleo bruto, refinado e outros óleos de soja, nestes três anos, assim como a participação no total exportado pelo agronegócio brasileiro.

**Tabela 20: Exportações Brasileiras do Complexo Agroindustrial da Soja**

| Exportações | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Anos | Medida | Grão | Farelo | Óleo Bruto | Óleo Refinado | Outros óleos de soja | Complexo Agroindustrial da Soja | Total Agronegócio | Participação do Complexo no Total |
| 2003 | Milhões Ton. | 19,89 | 13,60 | 2,13 | 0,36 | - | 35,98 | | |
| | Milhões US$ | 4290,44 | 2602,37 | 1041,92 | 190,63 | - | 8125,37 | 30638,98 | 26,52% |
| 2004 | Milhões Ton. | 19,25 | 14,49 | 2,12 | 0,38 | 0,01 | 36,25 | | |
| | Milhões US$ | 5394,91 | 3270,89 | 1,16 | 220,09 | 6,25 | 10047,89 | 39015,78 | 25,75% |
| 2005 | Milhões Ton. | 22,43 | 14,42 | 2,21 | 0,48 | 0,00005 | 39,55 | | |
| | Milhões US$ | 5345,05 | 2865,04 | 1022,01 | 244,60 | 0,03 | 9476,73 | 43600,96 | 21,74% |

Fonte: CONAB (Companhia Nacional de Abastecimento)

Os dados expostos acima demonstram a importância deste sistema agroindustrial para a economia brasileira. Segundo números da CONAB, a participação das exportações do complexo agroindustrial da soja nas exportações da balança comercial nos anos de 2003, 2004 e 2005 foi, respectivamente de 11,12%, 10,41% e 8,01%, confirmando que o sistema agroindustrial da soja é um importante segmento da economia brasileira, apesar desta participação apresentar queda de 2003 até 2005. Estes dados demonstram a grandiosidade do complexo agroindustrial da soja dentro da economia brasileira, exercendo o papel de importante setor na geração de renda e de divisas para o país.

Observou-se, portanto, que o complexo agroindustrial da soja é um setor mundializado e, no Brasil, especialmente após a abertura comercial, os preços domésticos começaram a sofrer influência dos preços praticados nas principais praças internacionais. Neste sentido, há uma série de estudos que tentaram identificar e mensurar esta transmissão de preços presente no mercado internacional. O próximo capítulo traz uma revisão destes estudos sobre este importante sistema agroindustrial alvo deste trabalho.

# CAPITULO III

## *3. Revisão da Literatura Sobre Formação de Preços da Soja*

A teoria microeconômica tem em seu arcabouço teórico uma estrutura de mercado denominada “concorrência perfeita”. Nesta estrutura de mercado, segundo PINDYCK E RUBINFELD (2002), os indivíduos são aceitadores de preço, isto é, ninguém consegue exercer influência na determinação do preço de mercado de determinado produto. Outra premissa desta estrutura de mercado é a homogeneidade de produtos. Quando os produtos são homogêneos, são também substitutos perfeitos e a competição ocorre por preço, fazendo com que nenhuma empresa possa elevar seu preço acima do preço de mercado sob o risco de perder parte de seus negócios. Segundo PINDYCK E RUBIFELD (2002), Os produtos caracterizados pela homogeneidade são denominados *commodities*.

O mercado de *commodities* é o que mais se aproxima desta estrutura de mercado. A soja é uma *commodity* agrícola e, conforme exposto, umas das mais importantes no mundo. Tanto a soja em grão como os seus derivados aproximam-se desta estrutura, ou pelo menos, apresentam uma característica, isto é, são mercados de produtos homogêneos e, com isso, de certa forma, tomadores de preços. Devido a esta aproximação faz-se presente neste mercado, certa transmissão de preços internacionais, já que, conforme explicitado acima, o mercado do complexo agroindustrial da soja é um mercado mundializado.

Os preços do setor agrícola são, devido às características explicitadas acima, os mais sensíveis a choques. Estes choques podem ser tanto de oferta como de demanda. Os choques de oferta seriam problemas climáticos, por exemplo, que afetariam a quantidade de produto ofertada no mercado, proporcionando alterações no preço do produto. Os choques de demanda seriam mudanças em impostos, alíquotas de importação ou taxas de câmbio, que da mesma maneira poderiam influenciar no preço praticado no mercado. De maneira resumida pode-se dizer que os preços agrícolas são muito sensíveis e, no caso, da soja há uma série de estudos que têm tentado identificar características inerentes à geração destes preços e a partir disto entender melhor e poder utilizar a série histórica destes preços para fins de previsão.

Desta maneira, este capítulo irá revisar alguns dos estudos que tratam sobre transmissão de preços e análise do mercado internacional da soja.

FREITAS *et alii* (2001) realizaram um estudo sobre a transmissão de preço no mercado internacional do farelo de soja no período 1990-99. Os autores tinham como objetivo analisar a influência da União Européia (principal bloco consumidor mundial de farelo de soja) na formação dos preços de exportação deste produto nos mercados de Brasil, Argentina e Estados Unidos. O trabalho destinou-se a analisar a influência quantitativa e temporal das cotações por parte da demanda nos mercados produtores e exportadores. Os autores utilizaram dados de cotações CIF[3] no Porto de Rotterdam, preços no atacado nos Estados Unidos e os preços FOB[4] para Brasil e Argentina no período de outubro de 1990 a setembro de 1999. Os modelos utilizados para o desenvolvimento do estudo foram os Modelos de Correção de Erros (MCE) e modelos ARIMA (Auto-Regressivo Integrado de Médias Móveis) além de testes de co-integração do tipo Engle-Granger e funções de transferência. Os autores detectaram que os países exportadores são tomadores de preços no mercado mundial de soja e que os países com mercado consumidor mais forte sofrem menores influências da oscilação internacional de preços. Os autores concluíram que o Brasil apresenta uma elasticidade elevada, porém, menor que a Argentina por razões de o Brasil possuir um mercado consumidor interno maior que o da Argentina. Os autores inferiram que a transmissão é inversamente proporcional, embora de maneira leve, ao tamanho do mercado consumidor interno entre os principais exportadores. Os autores identificaram, desta maneira que, a transmissão de preços de Rotterdam para os Estados Unidos é levemente inelástica. Para Brasil e Argentina, idenficaram que a transmissão é elástica. Com isto, os autores concluem que a transmissão de preços no mercado internacional do farelo de soja é unidirecional, pois não se verificou relação causal na direção dos países exportadores para o mercado internacional.

MARGARIDO E SOUSA (1998) tentaram identificar a formação de soja no Brasil e no estado do Paraná. A escolha deste estado foi devida a grande capacidade de esmagamento presente em seu território, assim como, por abarcar o Porto de Paranaguá (principal porto de escoamento da soja exportada brasileira). Somado a estes quesitos, está o fato de que o

---

[3] Modalidade em que exportador deve entregar a mercadoria a bordo do navio, no porto de embarque, com frete e seguro pagos.

[4] Modalidade em que todas as despesas correntes até o embarque da mercadoria no porto designado pelo importador é de responsabilidade do exportador.

indicador de preços Esalq/BMF[5] é calculado tendo o estado como referência. Sendo assim, os autores tiveram por objetivo analisar se as variações de preços da soja em Chicago eram transmitidas aos preços médios recebidos pelos produtores em nível de Brasil e Paraná, analisando também se o preço médio deste estado pode ser julgado bom indicador ou como variável *proxy* dos preços praticados nacionalmente. Os dados utilizados pelos autores foram de preços mensais para os três mercados citados e o período de análise estendeu-se de janeiro de 1987 a dezembro de 1997. Os autores utilizaram para o desenvolvimento do trabalho o modelo ARIMA para uma aproximação de um modelo univariado e funções de transferência, um exemplo de modelo multivariado. Na análise da função de transferência a aplicação da autocorrelação cruzada indicou que os preços em Chicago são transmitidos instantaneamente, porém não de forma integral. Os autores argumentam com base nos resultados que a magnitude da transmissão está relacionada com o nível de utilização da capacidade da indústria e com as estratégias adotadas pelas empresas esmagadoras quanto ao destino da comercialização da soja. Outro fator importante que os autores destacam é o "Custo Brasil" (fatores relativos à debilidade de infra-estrutura, elevada carga tributária, entre outros) que faz com que a transmissão seja inferior à unidade. Por último, os autores concluem que o preço médio recebido pelos produtores no estado do Paraná é um bom indicador ou *proxy* do preço médio nacional e que podem servir como referência para produtores de outros estados e ressaltam que o indicador usado para liquidação dos contratos futuros deve refletir adequadamente os preços da soja brasileira.

MARGARIDO, FERNANDES E TUROLLA (2002) realizaram um trabalho em que o objetivo era de quantificar a elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. Utilizando a Lei do Preço Único[6] como pano de fundo, os autores buscaram demonstrar

---

[5] Indicador de preços que serve como referência para a liquidação dos contratos futuros na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BMF). O indicador é calculado com base nos preços praticados no Estado do Paraná. Para o calculo divide-se este estado em cinco regiões: Paranaguá, Ponta Grossa, Norte, Oeste e Sudoeste. A ponderação de cada uma destas regiões é determinada de acordo com a capacidade de esmagamento instalada em cada uma delas. Sendo assim, os valores para ponderação são: Paranaguá (19,13), Ponta Grossa (25,49), Norte (34,72), Oeste (9,73) e Sudoeste (10,93).

[6] De acordo com Kenen (1998), a Lei do Preço Único afirma que o preço de um produto deve ser igual em todos os seus mercados, incluindo-se os custos de transporte e tarifas. A Lei do Preço Único pode ser estendida se usada como apoio à doutrina da Paridade do Poder de Compra. Neste caso, a Lei do Preço Único estende-se por todos os produtos e afirma que o nível de preços de um país será sempre igual ao nível de preços de outro. A lei do Preço Único, segundo Kenen (1998), apresenta duas objeções. A primeira é que os

como os preços externos influenciam os preços internos. Com base na Lei do Preço Único, determinou-se o preço doméstico como função do preço internacional, da taxa de câmbio e de um termo de erro. Os dados utilizados para o trabalho foram de preços mensais de grão de soja na metodologia CIF no Porto de Rotterdam e FOB no Brasil de 1994 à 2001. Após a aplicação do modelo vetorial de correção de erros, os autores argumentam, a partir das estimativas dos parâmetros, que "variações nos preços da soja em Rotterdam são transferidas um pouco menos que proporcionalmente para os preços domésticos no Brasil, validando praticamente a Lei do Preço Único, estabelecendo que os preços domésticos tendem a igualar-se aos preços externos no longo prazo". (MARGARIDO, FERNANDES & TUROLLA, 2002).

Estes autores identificaram que a velocidade de ajustamento a choques é mais lenta no Porto de Rotterdam, visto que, além de ser um mercado formador de preços, o fluxo de soja apresentado em tal Porto é praticamente constante, afinal a entressafra no hemisfério sul coincide com a safra o hemisfério norte e vice-versa. Os autores também notaram que esta velocidade de ajustamento é alta no Brasil, demonstrando o caráter de tomador de preços que o Brasil assume. Desta maneira, percebe-se que os preços nacionais são influenciados pelos preços internacionais e que esta causalidade é unidirecional, ou seja, os preços internos sofrem influência dos preços externos, porém, não ocorre o inverso. Ao mostrarem que a Lei do Preço Único é válida para o mercado internacional da soja, demonstraram a integralização brasileira ao comércio mundial e o grau de abertura da economia brasileira na década de 1990. Este resultado demonstra também que o mercado da soja não apresenta intensa ação governamental, diferentemente de outras culturas de exportação, como o algodão, por exemplo.

Conforme dito no parágrafo anterior, o abastecimento no porto de Rotterdam é constante, já que, a safra do hemisfério norte coincide com a entressafra no hemisfério sul. O período de safra nos Estados Unidos vai de setembro até março. No Brasil, a safra acontece de março até setembro e na Argentina o período de colheita é entre abril e outubro. A tabela abaixo demonstra o período de colheita dos três principais produtores de soja do mundo.

---

produtos, mesmo semelhantes, podem não ser idênticos de um país para outros. A segunda é que os produtos que definem os níveis de preços podem ser ponderados de forma diferente pelos países.

**Tabela 21: Período de safra e comercialização nos principais produtores de soja do mundo**

| | Jan. | Fev. | Mar. | Abr. | Ma. | Jun. | Jul. | Ago. | Set. | Out. | Nov. | Dez. |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Argentina | | | | X | X | X | X | X | X | X | | |
| Brasil | | | X | X | X | X | X | X | X | | | |
| EUA | X | X | X | | | | | | X | X | X | X |

Fonte: Machado; Margarido (2004) apud Margarido, Turolla e Bueno (2004).

Segundo DE PAULA & FAVERET FILHO (1998), nos Estados Unidos colhe-se a partir de setembro, como demonstrado acima, e o pico da comercialização estende-se até dezembro. No cone-sul a colheita inicia-se a partir de março e o pico da comercialização vai até junho. Percebe-se, desta maneira, que as duas safras são complementares e torna a oferta de grãos constante no ano.

FRASCAROLI, MAIA E SILVA FILHO (2005) estudaram a transmissão de preços no mercado internacional de soja, tanto para o mercado de grãos, como para os mercados de farelo e óleo. Os autores utilizaram o modelo clássico de comércio entre dois países em que se envolve a transação de um produto homogêneo, em moeda comum e respeitando os axiomas clássicos do funcionamento do mercado. Sendo assim, o preço de equilíbrio no mercado é dado pela contraposição das curvas e oferta e demanda. Para a realização do trabalho, os autores utilizaram dados mensais referente ao período de janeiro de 1999 a fevereiro de 2005. Para a série *spot price* da soja brasileira, os autores utilizaram dados coletados da BM&F em observações diárias e transformaram-nas em observações mensais através da aplicação de uma média geométrica dos dias de transação no mercado. As séries de farelo e óleo foram adquiridas da Esalq (Escola de Agricultura Luis de Queiroz), calculadas através do CEPEA (Centro de Estudos e Pesquisas Aplicadas), sendo que a série de farelo consiste em uma média dos preços praticados no Oeste do Paraná e Campinas. Já para a série de óleo, a série consiste no preço médio mensal do óleo bruto com 12% de ICMS colocado em São Paulo. Para a análise, os autores realizaram testes de raiz unitária, testes de causalidade, modelos de Vetores Auto-Regressivos, funções de impulso resposta, análise de decomposição de variância e o modelo ARMAX ou função de transferência. Com as análises os autores observaram que existe transmissão do preço da soja em grão doméstica para o preço do farelo de soja doméstico e para o preço do óleo doméstico. Os

autores detectaram que a transmissão do preço da soja em grão doméstica para o preço do farelo é instantâneo, enquanto que a transmissão para o óleo ocorre, mas não é instantânea. Os autores inferem que o farelo possui mais dinâmica com o mercado da soja em grão doméstico, devido ao fato de ser um produto, em sua maior parte, dedicado à exportação. O estudo apontou que há transmissão da soja em grão americana para a soja em grão brasileira. Desta maneira, no décimo mês, 32,97% do *spot price* da soja em grão doméstica é explicado pelo preço da *commodity* americana. Para o farelo, no décimo mês, esta percentagem é de 35,20% e para o óleo é de 9,05%. O efeito sobre o farelo não é simultâneo, sugerindo que há uma margem de arbitragem neste mercado. O efeito no óleo é reduzido pelo fato deste apresentar uma cadeia integrada tanto a jusante quanto a montante.

HOLLAND E GIEMBINSK (2002) realizaram um trabalho para estudar o comportamento do preço no complexo agroindustrial da soja. Para a realização do estudo os autores utilizaram dados mensais sobre preço de soja para o mercado interno representado pela praça São Paulo e para o mercado externo representado pela praça Chicago. A escolha da Praça São Paulo deu-se devido à alta correlação dos preços das demais praças internas com a que foi utilizada. O mesmo procedimento foi utilizado para a escolha da praça Chicago como representativa das praças externas. Para a análise dos dados, os autores realizaram análise gráfica, testes de estacionariedade e análise de co-integração. Os testes realizados demonstraram que as alterações de preços em Chicago influenciam os preços no mercado doméstico e que as transmissões de preços no interior do complexo agroindustrial da soja acontecem no sentido que os preços do óleo e do farelo influenciam os preços da soja em grão, independente da praça. Segundo os autores, uma variação de 1% no preço da soja em grãos em Chicago, o preço em São Paulo varia em 0,24%, enquanto que uma variação de 1% em São Paulo causa uma variação de 0,15% em Chicago. No caso do farelo, uma variação de 1% no preço internacional causa uma variação de 0,62% nos preços internos, enquanto que uma variação de 1% nos preços domésticos causa variação de 0,21% nos preços internacionais. No caso do óleo de soja, uma variação de 1% no preço internacional varia o preço doméstico em 0,54% e uma variação de 1% nos preços domésticos afetam os preços internacionais em 0,25%. A análise dos autores detectou, no modelo sem defasagens, causalidade bidirecional, no sentido Granger, entre os preços do

complexo agroindustrial da soja, indicando que os preços domésticos ajudam a prever os preços internacionais e vice-versa. Quando se adicionaram defasagens, esta causalidade bidirecional não mais é evidenciada. Estes autores detectaram ainda que Chicago, mercado indicador da oferta de grãos, não é um importante mercado na explicação dos preços domésticos, resultado semelhante ao MARGARIDO, FERNANDES E TUROLLA (2002). Os preços do óleo, segundo os autores, são explicados por variações do preço do farelo na praça São Paulo (40%) e por variações dos preços do óleo na praça Chicago (10%). Os autores identificaram que os preços do farelo são explicados em 12% pelos preços de Chicago e em 4% pelos preços do óleo. Os autores também concluíram que, além da influência de Chicago na formação dos preços domésticos, as variações dentro do complexo também são importantes, isto é, variações nos preços de farelo e óleo influenciam os preços do grão.

MARGARIDO E TUROLLA (2003) buscaram analisar o mercado de soja em grão e também apresentar uma previsão econométrica dos preços internacionais da soja em grão no curto prazo. Os autores identificaram durante o estudo que os preços internacionais da soja apresentaram tendência declinante durante o período estudado (1997 a 2001), e referem-se à taxa de câmbio brasileira como responsável por tal movimento, visto que, uma desvalorização da taxa de câmbio brasileira permite aos produtores locais negociarem menores preços em moeda forte no mercado internacional. Apesar da tendência declinante identificada pelos autores, o volume exportado cresceu e uma possível explicação é a desoneração dos produtos primários e semi-elaborados gerada pela "Lei Kandir". Além deste fato, o autor ressalta que o país tem superado as imposições tarifárias e não tarifárias e mesmo assim tem apresentado aumento nas exportações dos grãos, o que indica que o país tem revelado vantagens comparativas crescentes e é muito competitivo neste setor.

Para a realização do trabalho, os autores utilizaram os preços CIF praticados no porto de Rotterdam. A escolha dos preços de Rotterdam foi devido ao trabalho realizado por MARGARIDO *et alii*. (1999), em que os autores concluíram que os preços praticados nesta praça apresentam maior influência na formação dos preços do grão no Brasil. O referido estudo identificou que a influência exercida sobre os preços brasileiros pela praça porto de Rotterdam é maior que a influência exercida pela Chicago Board of Trade. A explicação deste resultado, segundo os autores, é que a União Européia é a principal consumidora do produto brasileiro e a

CBOT opera com expectativas de mercado, já que trabalha com preços futuros e suas cotações representam uma média dos ofertantes e demandantes mundiais.

Para a realização dos testes econométricos, os autores utilizaram médias aritméticas simples para determinar a série de preços. A escolha é justificada pelos autores pelo fato de que os preços praticados no porto de Rotterdam possuem menor amplitude sazonal, já que, quando é safra no hemisfério sul, é entressafra no hemisfério norte e vice-versa, mantendo, desta maneira, o abastecimento praticamente constante ao longo do ano no referido porto.

Para a previsão de preços os autores utilizaram o modelo ARIMA. Os autores buscaram prever os preços da soja por 12 meses a partir da informação mais recente disponível. O período utilizado pelos autores foi de janeiro de 1997 a maio de 2002. O teste indicou que os preços da soja em grão seguiriam a tendência de queda identificada na série e em maio de 2003 seriam 5,68% menores. Os autores identificaram que o Complexo Agroindustrial da Soja continua a exercer o papel de importante gerador de divisas no Balanço de Pagamentos, independentemente da queda de preços.

MARGARIDO, TUROLLA E BUENO (2004) estudaram a transmissão de preços no mercado internacional da soja utilizando séries temporais de preços internacionais das principais praças na produção e comercialização do produto. O objetivo principal do estudo foi estudar a elasticidade de transmissão de preços dos Estados Unidos, Argentina e Rotterdam para os preços brasileiros. Para alcançarem este objetivo, os autores utilizaram o modelo desenvolvido por MUNDLACK E LARSON (1992), que é baseado na Lei do Preço Único. Para alcançarem os resultados foram realizados testes de causalidade e de co-integração, de maneira a identificar relação longo prazo entre as séries. Para avaliarem a transmissão de preços internacionais para os preços domésticos realizaram análises de decomposição de variância e funções de respostas aos impulsos. A base de dados utilizada compôs-se observações mensais referentes aos preços CIF em Rotterdam, FOB em Brasil e Argentina e o U.S. NO1 Yellow Cash Central Illinois para os Estados Unidos.

A partir dos testes realizados os autores identificaram que Brasil e Argentina são tomadores de preços no mercado internacional, já que a velocidade de ajustamento de preços em relação a choques externos é maior nestes países, e que a Lei do Preço Único tem validade neste mercado, assim como MARGARIDO, FERNANDES E TUROLLA (2002) também

concluíram. Os autores também identificaram, a partir de funções de impulso resposta, que choques ocorridos nos Estados Unidos provocam uma queda de preços no Brasil no primeiro mês, após isto os preços sobem e após o quinto e sexto mês tendem a se estabilizar. Os testes mostraram que variações de preços no Porto de Rotterdam fazem com que os preços brasileiros aumentem instantaneamente e estabilizem-se após o este período. O impacto é mais significativo no primeiro mês. A ocorrência de choques inesperados na Argentina provoca aumento de preços no Brasil no primeiro mês. Até o quinto e sexto mês após o choque os preços caem abaixo do nível inicial e após isto, há a tendência de estabilização.

Nos últimos três anos, segundo a ABIOVE, o preço do grão de soja atingiu seu melhor preço em novembro de 2003, quando o preço médio praticado no Porto de Paranaguá foi de US$287,42 a tonelada. Em novembro de 2005, o preço médio praticado no referido porto foi de US$234,55 a tonelada. Estes são preços FOB (Free on Board), modalidade que deixa a cargo do vendedor os encargos de transporte da mercadoria até o navio indicado pelo comprador no porto de embarque.

Esta queda nos preços dos produtos do complexo agroindustrial da soja vem acompanhada de vários problemas que podem prejudicar a expansão do complexo. A gripe aviária que atingiu a Europa (importante importador de soja) prejudica o consumo de aves e, conseqüentemente de farelo. A incidência de gripe aviária na Europa reduz a demanda de exportações brasileiras e conseqüentemente, diminui a demanda interna de farelo. No Brasil há movimentos de empresas que deixam de esmagar a soja no país para esmagar na Argentina, já que, na Argentina os impostos para os produtos elaborados são menores, enquanto no Brasil são grandes as distorções tributárias.

Tendo visto um panorama do complexo agroindustrial da soja no Brasil e no Mundo pode-se dizer que o Brasil apresenta condições de expandir a sua produção atual de soja, visto que, existe uma vasta área de terras cultiváveis ainda a serem exploradas, enquanto que os demais países, como a China os Estados Unidos e a Índia, já ocuparam praticamente toda sua fronteira agrícola. O país tem aprofundado na exportação do produto *in natura*, visto que, a exportação de soja em grão já superou as exportações de farelo, este que historicamente foi o principal representante das exportações do complexo agroindustrial da soja. O movimento de crescimento das exportações de soja em grão deu-se principalmente

a partir da chamada “Lei Kandir”, que desonerou as exportações de soja em grão.

Tendo em vista a significância do complexo agroindustrial da soja na economia nacional torna-se importante realizar um estudo sobre o comportamento dos preços da soja em grão, principal produto da pauta de exportações do sistema agroindustrial da soja. Desta maneira, o objetivo deste trabalho é verificar a aplicabilidade e a eficiência de modelos econométricos de previsão de preços no mercado de soja em grão. Desta maneira, buscou-se trabalhar com modelos de séries temporais utilizados para fins de previsão e aplicá-los ao mercado de soja em grão. A partir desta aplicação objetiva-se verificar o grau de aceitabilidade dos resultados dos modelos em comparação aos preços verificados no mercado real e também averiguar qual modelo é mais confiável, ou seja, qual modelo apresenta maior grau de acerto na previsão dos preços da soja.

# CAPITULO IV

## *4.Metodologia*

### 4.1 Banco de Dados

Para a realização do trabalho optou-se por utilizar séries de dados diários fazendo com que os modelos testados possam ser utilizados como ferramentas de direcionamento nas negociações diárias.

Neste sentido, neste trabalho foram utilizadas três séries temporais. A primeira é a série de preços do CEPEA (Centro de Pesquisa Econômica Aplicada) da Esalq (Escola Superior de Agricultura Luís de Queiroz) para o estado do Paraná. Esta série é um indicador de preços praticados nesse estado. Para a mensuração do indicador são recolhidos os preços praticados em diversas regiões do estado do Paraná e são ponderados de acordo com grau de capacidade instalada de esmagamento em cada região. As ponderações são: 19,3% para Porto de Paranaguá, 25,49% para Ponta Grossa, 34,72% para a região Norte do Paraná, 9,73% para o Oeste do Paraná e 10,93% para o Sudoeste do estado.

Outra série utilizada foi a série de preços recolhida da praça Rondonópolis. Esta praça foi escolhida como representante do Centro-Oeste brasileiro. Os motivos que levaram a esta escolha foram que esta cidade, além de ser grande produtora de soja, abriga grandes empresas esmagadoras, apresentando, desta maneira, uma grande capacidade de esmagamento de soja e, conseqüentemente, uma importância grande na comercialização da *commodity*.

A série de preços do indicador CEPEA/Esalq – Paraná foi obtida juntamente ao sítio na internet da Esalq. A série de preços de Rondonópolis foi gentilmente cedida pela Consultoria Céleres. O período de abrangência dos dados é de 02/01/1998 até 05/03/2007.

Na confecção do trabalho também foi utilizada uma série de dados referente aos preços praticados na praça Uberlândia. Esta série também é diária e foi obtida junto ao sítio na internet do Centro de Inteligência da Soja e vai de 25/03/2003 até 11/05/2007.

## 4.2 Processos Estocásticos e Estacionariedade

A metodologia utilizada neste trabalho é a metodologia de séries temporais. Neste trabalho, em que o objetivo é o de analisar a aplicabilidade dos modelos econométricos de previsão no mercado de soja em grão, trabalhou-se com a metodologia de Séries Temporais, utilizando modelos aplicáveis a previsões como é o caso dos ARIMA (Modelo Auto-regressivo, Integrado e de Médias Móveis) e modelos de alisamento exponencial. Para análise dos dados utilizando esta metodologia precisou-se investigar o processo gerador dos dados e utilizar algumas premissas para que não se tenha problemas com regressões espúrias, isto é, regressões que apontem falsas relações.

As séries temporais, segundo STOCK & WATSON (2004), são dados coletados para uma única entidade em múltiplos pontos no tempo. Em séries temporais, a hipótese de que o futuro será como o passado é importante e se denomina estacionariedade. Segundo os autores, há dois tipos mais importantes de não estacionariedade: o primeiro refere-se ao fato de que as séries podem ter movimentos persistentes de longo prazo, ou seja, as séries podem apresentar tendências, e o segundo refere-se a quebras estruturais, ou seja, pode haver mudança de regime no período compreendido pela análise dos dados. Estes fatores influenciam e deterioram o poder de explicação das previsões e inferências relativas à análise de séries temporais. Portanto, torna-se indispensável, para a geração de um modelo com significativo poder explicativo, que se identifiquem os fatos geradores de não estacionariedade e aplique as metodologias indicadas para tornar os dados estacionários, absorvendo assim as características da série de gerando um melhor modelo.

Ao se trabalhar com uma série temporal, segundo ENDERS (1995), é possível decompor esta referida série em componentes de tendência, elementos sazonais e componentes irregulares. Na metodologia de séries temporais, as previsões de curto prazo são realizadas nas correlações positivas existentes entre os componentes irregulares. Estes componentes irregulares são presentes na série estacionária.

> *"In its most general form, a difference equation expresses the value of a variable as a function of its own lagged values, time, and other variables. The trend and seasonal terms are both functions of time and the irregular term is a function of its own lagged value and of the stochastic variable $\varepsilon_t$. (…) time-series econometrics is concerned with the estimation*

> *of difference equations containing stochastic components."*(ENDERS, 1995, pp. 03)

Para se trabalhar com análise de séries temporais, o primeiro passo é identificar se os dados a serem utilizados são estacionários ou não. Para esta primeira etapa pode-se utilizar uma análise gráfica que pode dar uma idéia sobre a estacionariedade ou não da série a ser trabalhada. Entretanto, esta análise pode deixar dúvidas e um mecanismo mais eficiente e mais utilizado que se torna de grande poder explicativo é o teste de raiz unitária.

Antes de tratar sobre testes de raiz unitária, cabe especificar melhor do que se trata um processo estocástico estacionário. Um processo estocástico ou aleatório, segundo BANERJEE *et alii* (1996), é uma seqüência ordenada de variáveis aleatórias $\{x(s,t), s \in S, t \in T\}$, tal que, para cada $t \in T$, $x(\sqcup,t)$ é uma variável aleatória no espaço amostral S e, para cada $s \in S$, $x(s, \sqcup)$ é uma realização do processo estocástico no campo de índices T, isto é, uma ordem de valores cada qual sendo única no conjunto de índices.

Um processo estocástico ou aleatório caracteriza-se pelo espaço onde o referido processo encontra-se definido, pelo conjunto de índices e pela relação de dependência da variável aleatória dada pelo Processo Gerador dos Dados, ou seja, $x_t$ em que $t \in T$.

Segundo ENDERS (1995):

> *"A discrete variable y is said to be a random variable (i.e., stochastic) if for any real number r, there exists a probability $p(y \leq r)$ that y takes on a value less than or equal to r. This definition is fairly general; in common usage, it is typically implied that there is a least one value of r for which $0<p(y=r)<1$. If there is some r for which $p(y=r)=1$, y is deterministic rather than random".* (ENDERS, 1995, pp. 64).

Um processo estocástico não estacionário, segundo HENDRY & JUSELIUS (1999), é formado por um acúmulo de realizações passadas que influenciam as realizações presentes e são chamados de raiz unitária. Esta influência pode ser exercida por uma tendência e neste caso diz-se que o processo possui uma tendência estocástica. Um processo estocástico não estacionário é caracterizado por não possuir média e variância constantes ao longo do tempo.

Como dito anteriormente, duas constatações que mostram que um processo estocástico é estacionário ou não é a variação de sua média e a variação de sua variância ao

longo do tempo. Sendo assim, um processo estocástico para ser estacionário deve apresentar estabilidade de sua média e de sua variância ao longo do tempo.

Segundo BANERJEE *et alii* (1996), um processo estocástico é estritamente estacionário se para qualquer subespaço $(t_1, t_2, \ldots, t_n)$ de T e qualquer número real *h* tal que $t_i + h \in \mathrm{T}, i = 1, 2, \ldots, n$, tem-se: $F(x(t_1), x(t_2), \ldots x(t_n)) = F[x(t_1 + h), x(t_2 + h), \ldots, x(t_n + h)]$, em que $F(\cdot)$ é a distribuição conjunta dos n valores de *x*. Portanto, processo estritamente estacionário implica que todos os momentos do processo são constantes no tempo.

De acordo com STOCK E WATSON (2004), a condição de estacionariedade dos dados é satisfeita quando a distribuição da variável de série temporal não oscila ao longo do tempo. Isto implica que a série não apresenta correlação serial em seu curso, isto é, esta condição implica que não há a presença de memória nos dados trabalhados. A correlação serial é a correlação de uma série com seus próprios valores anteriores.

Para se entender melhor, GUJARATI (2005) diz que: "(...) um processo estocástico é estacionário se suas média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada".

De acordo com HENDRY (1995), sendo $\{y_t(\omega), t \in T, \omega \in \Omega\}$ um processo estocástico, então $\{y_t\}$ é dito fracamente estacionário quando os momentos do processo $\{y_t\}$ são tais que $\forall t \in T$ (isto, é, todo e qualquer t pertence a T), $\mathrm{E}[y_t(\omega)] = \mu$, em que $|\mu| < \propto$, $\mathrm{E}[y_t(\omega) - \mu]^2 = \sigma^2 < \propto$, e $\mathrm{E}[(y_t(\omega) - \mu)(y_{t-s}(\omega) - \mu)] = \gamma(s)$ é finito e independente de t para todo s. Os dois primeiros momentos, isto é média e variância constantes, finitos e independentes de t são necessários para a fraca estacionariedade. Ainda segundo o autor, denotando a função de distribuição de $\{y_t\}$ de $D_y(\cdot)$ em que para o período de tempo $(t_1,...,t_k)$ tem-se: $D_y(y_{t1}, \ldots, y_{tk}) = D_y(y_{t+h}, \ldots, y_{tk+h}) \forall h, k$, sendo toda distribuição de toda a amostra $\{y_t,...,y_{tk}\}$ inalterada pela "translação" de h-períodos ao longo do eixo, então ela é estritamente estacionária.

> *"Neither concept implies the other since strictly stationary processes need not have finite second moment and weak stationarity is not enough to ensure that the distribution of $\{y_t,...,y_{tk}\}$ is constant over time.*

> *In many situations, the moments or the distribution depend on the initial conditions of processes only becomes stationary asymptotically. Usually, we require weak (asymptotic) stationarity of a transformation of the processes under analysis"*. (HENDRY, 1995, pp. 42).

Resumindo, as condições para estacionariedade são:

- Média: $\mathrm{E}[Y_t] = \mu$ estável no tempo,
- Variância: $\mathrm{var}(Y_t) = \mathrm{E}[Y_t - \mu]^2 = \sigma^2$ constante no tempo e
- Covariância: $\gamma_k = \mathrm{E}[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$, ou seja, dependendo apenas do intervalo de tempo existe entre elas.

Os pontos acima dizem respeito à estacionariedade da série. Para a série ser estritamente estacionária devem-se cumprir as condições de variância constante e covariância zero em diferentes períodos de tempo.

Desta maneira, com o objetivo de captar as reais características dos dados a serem trabalhados tem-se que impor algumas restrições para se obter um modelo com grande poder de explicação. Estas restrições do modelo são para transformar este processo estocástico não estacionário em um processo estocástico estacionário. Cabe ressaltar que as séries econômicas, em sua grande parte, são formadas por processos não estacionários, visto que muitas séries são formadas com base em seus valores passados e com presença de raiz unitária.

## 4.3 Testes de Raiz Unitária

Para identificar se a série é ou não estacionária, ou seja, para constatar a presença ou não de raiz unitária podem-se realizar testes que indiquem a presença desta. Os testes a serem utilizados são a Função de Autocorrelação (FAC) e o teste de raiz unitária. Os testes de raiz unitária a serem utilizados são os testes de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Primeiramente, será detalhada a Função de Autocorrelação.

Uma função de autocorrelação de uma variável qualquer na defasagem k é definida como:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

em que, $\rho_k$ é a função de autocorrelação da variável na defasagem k, $\gamma_k$ é covariância da variável na defasagem k e $\gamma_0$ é a variância da referida variável. O resultado da função de autocorrelação varia entre -1 e 1. Segundo FAVA (2000), o coeficiente de autocorrelação $\rho_k$ envolve parâmetros geralmente desconhecido e na prática torna-se necessário trabalhar com o coeficiente de autocorrelação amostral. Segundo GUJARATI (2005) a função de autocorrelação amostral é simplesmente a covariância da amostra na defasagem k dividida pela variância da amostra. A partir dos coeficientes apresentados no cálculo monta-se o correlograma amostral que é a representação gráfica entre o coeficiente de correlação amostral e a defasagem k. Quando o coeficiente de autocorrelação amostral estiver próximo a um indica-se que existe correlação serial na defasagem estudada indicando que a série temporal é não estacionária.

Uma maneira mais fácil de detectar a presença de raiz unitária nas séries é a aplicação do teste de raiz unitária. Para entender o teste de raiz unitária considere o modelo auto regressivo seguinte:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Segundo GUJARATI (2005), na equação acima, o termo de erro é um erro gaussiano, ou seja, segue as hipóteses clássicas: média zero, variância constante e é não autocorrelacionado. Este termo de erro é também conhecido como termo de erro de ruído branco.

Para se compreender melhor como a regressão de primeira ordem mostrada anteriormente pode ajudar na identificação da presença de raiz unitária considere esta equação como sendo na seguinte formulação:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

A partir desta equação pode-se dizer que, se $\rho = 1$, então há a presença de raiz unitária, indicando a existência de correlação serial na série, ou seja, a variável aleatória $Y_t$ possui em sua formação resquícios de $Y_{t-1}$, indicando que o passado está influenciando o presente. Segundo GUJARATI (2005), uma série temporal que tenha uma raiz unitária é

classificada como uma série temporal de caminho aleatório e é um exemplo de série temporal não estacionária.

Os testes de raiz unitária trabalharam com a equação anteriormente citada na forma seguinte:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \text{ (3)}$$

Esta equação é idêntica a equação imediatamente anterior. O termo $\Delta$ é o operador diferença e nesta equação indica que ela é uma diferença de primeira ordem. Os passos descritos a seguir demonstram como as duas equações anteriores são idênticas:

Considere a equação anterior (2). O termo $\Delta Y$ (delta Y) refere-se à primeira diferença, ou seja, é um termo t subtraído de seu termo t-1, isto é, subtraído de seu termo imediatamente anterior. Portanto, delta $Y=Y_t-Y_{t-1}$ (4).

Ao substituir (4) em (2) tem-se: $(Y_t-Y_{t-1})=\rho\, Y_{t-1}- Y_{t-1}+u_t$ (5). Resolvendo-se a equação (5) chega-se à equação seguinte: $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ que é a equação (2) mostrada acima.

A partir desta equação desenvolve-se o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller. Este teste é usado para testar a existência de uma tendência estocástica na série temporal. "Embora o teste de Dickey-Fuller não seja o único para tendências estocásticas, é o mais comumente utilizado na prática e um dos mais confiáveis". (STOCK & WATSON, 2004).

O teste de Dickey-Fuller (DF) trabalha com uma equação semelhante à mostrada anteriormente, somando-se a ela um termo de tendência. O teste verifica, a partir da equação $Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + u_t$, a hipótese nula de que a série possui uma raiz unitária ($H_0$: $\beta = 1$) contra a hipótese alternativa de que o processo é estacionário ($H_a$: $\beta < 1$). Entretanto, a grande maioria das séries econômicas não é estacionária quando plotadas em nível. Por isso, aplica-se a primeira diferença na série subtraindo de ambos os lados o termo $Y_{t-1}$. Desta maneira, chega-se à seguinte equação: $Y_t - Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t$. Realizando os passos demonstrados anteriormente tem-se: $\Delta Y_t = \beta_0 + (\beta_1 - 1)Y_{t-1} + u_t$. Denominando $(\beta_1 - 1) = \rho$, obtém-se $\Delta Y_t = \beta_0 + \rho Y_{t-1} + u_t$.

O teste de Dickey-Fuller (DF) é a estatística que testa se $\rho = 0$. Desta maneira, o teste DF irá testar a hipótese nula de raiz unitária ($H_0$: $\rho = 0$), contra a hipótese alternativa

($H_a$: $\rho < 0$). Entretanto, o ruído pode não ser um "bom" ruído e pode ser necessário acrescentar alguns termos para buscar um melhor ruído, ou "branqueá-lo". Se isto for necessário o teste DF não mais serve e deve-se aplicar o teste ADF.

Para um modelo auto-regressivo de ordem *p* (maior ou igual a 2) usa-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). De acordo com STOCK & WATSON (2004), o teste ADF recebe o nome de aumentado devido à inclusão de defasagens do termo $\Delta Y_t$. Desta maneira, o teste irá analisar a hipótese nula $\rho = 0$ e $\Delta Y_t$ estacionário, contra a hipótese alternativa de $\rho < 0$ e $Y_t$ estacionário. Isto é, sob a hipótese nula $Y_t$ possui uma tendência estocástica (é não-estacionária), enquanto sob a hipótese alternativa a série $Y_t$ é estacionária. O teste ADF é realizado na regressão: $\Delta Y_t = \beta_0 + \rho Y_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \gamma_2 Y_{t-2} + ... + \gamma_p \Delta Y_{t-p} + u_t$. A hipótese alternativa pode ser de que haja uma tendência e, desta maneira deve adicionar um regressor adicional captando esta tendência. O modelo, neste caso, mais geral, passa a ser o seguinte: $\Delta Y_t = \beta_0 + \alpha t + \rho Y_{t-1} + \gamma_p \sum_{i=1}^{p} \Delta Y_{t-i} + u_t$. Segundo ENDERS (1995), nos testes de Dickey-Fuller assume-se que os erros possuem variância constante e que eles são estatisticamente independentes.

## 4.4 Modelos de Previsão

### 4.4.1 O Modelo Auto-Regressivo Integrado de Média Móvel - ARIMA

Um modelo a ser utilizado para a previsão é o Modelo Auto-Regressivo Integrado Média Móvel (ARIMA). "Esta metodologia permite que valores futuros de uma série sejam previstos tomando por base apenas seus valores presentes e passados. Isto é, explorando a correlação temporal que existe geralmente entre os valores exibidos pela série" (FAVA, 2000 p. 205). Conforme já dito no tópico anterior, um modelo auto-regressivo é um modelo em que os valores atuais de uma determinada variável são definidos pelos seus próprios

valores passados mais um termo de erro. Este modelo, conforme já visto, pode ser representado pela seguinte equação:

$$Y_t = Y_{t-1} + Y_{t-2} + Y_{t-3} + Y_{t-p} + u_t$$

Representado, neste caso, um modelo auto-regressivo de ordem p e é representado pela sigla AR(p), indicando que o modelo é um auto-regressivo de ordem p.

O filtro "integrados" do modelo ARIMA diz respeito à ordem de integração das séries. A ordem de integração relaciona-se a quantidade de vezes que a série precisa ser diferenciada para tornar-se estacionária. O filtro é representado por I(d), em que representa que a série é diferenciada d vezes para tornar-se estacionária.

O último filtro do modelo ARIMA refere-se ao processo de médias móveis. Este processo diz respeito à formação do valor presente da variável trabalhada. Para este processo, segundo GUJARATI (2005) o valor presente da variável é determinado pelos termos de erro passados, isto é, neste processo, são os termos de ruído que determinam o valor presente da série trabalhada.

Segundo FAVA (2000), no modelo de médias móveis, a variável dependente resulta da combinação linear dos choques aleatórios (ruídos brancos) ocorridos no período corrente e nos períodos passados. O modelo de média móvel pode ser representado pela seguinte equação:

$$Y_t = u + u_t + u_{t-1} + u_{t-2} + u_{t-q}$$

Na equação acima, $Y_t$ é a série trabalhada e u são os termos de erro presente e passados que formam o processo gerador da série. Neste caso, este modelo de média móvel é de ordem q, pois possui q defasagens para a formação de $Y_t$. Neste caso o modelo é representado por MA (q).

Desta maneira, pode-se perceber que o modelo auto-regressivo integrado de média móvel é representado por ARIMA (p,d,q). Segundo esta denominação pode-se inferir que o modelo é um auto-regressivo de ordem p, integrado de ordem d, e média móvel de ordem q, ou seja, um modelo ARIMA (2,1,2) por exemplo, indica que a série é formada por um filtro auto-regressivo de 2 defasagens. Indica que a série foi diferenciada uma vez para tornar-se estacionária e que há ainda um processo de média móvel com duas defasagens no seu processo gerador dos dados.

Um modelo ARIMA (p,d,q) é, portanto, a junção de um modelo auto-regressivo com um modelo de média móvel, ambos com uma série integrada de ordem I, que a torna estacionária. Desta maneira um modelo ARIMA (p,d,q) é representado pela seguinte equação:

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p} a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} b_i u_{t-i}$$

Na equação acima tem-se que $\Delta Y_t$ é a variável trabalhada na forma I (d), isto é, diferenciada de maneira a tornar-se estacionária. O termo $a_0$ é um termo de constante. O termo $\sum_{i=1}^{p} a_i Y_{t-i}$ é o termo que representa a parte auto-regressiva do modelo ARIMA (p,d,q), e o termo $\sum_{i=1}^{q} b_i u_{t-i}$ representa o termo média móvel do modelo ARIMA (p,d,q).

Com base nas informações acima, percebe-se que uma primeira restrição para a realização de um teste ARIMA (p,d,q) é que a série seja estacionária. Mais adiante será mostrado que há ainda mais uma restrição. Estas restrições são necessárias para a aplicação da metodologia Box-Jenkins, isto é, a metodologia a partir da qual se gerará um modelo ARIMA (p,d,q) que melhor se ajuste ao processo gerador dos dados e seja mais preciso na realização de previsões. Sendo assim, em seqüência há uma explicação da metodologia Box-Jenkins.

#### 4.4.1.1 Metodologia Box-Jenkins

Uma maneira mais utilizada para se gerar modelos ARIMA (p,d,q) é a aplicação da metodologia Box-Jenkins. A metodologia de Box-Jenkins foi criada por BOX & JENKINS (1976) e consiste em aplicar alguns passos e algumas ferramentas para se chegar a um modelo ARIMA (p,d,q) que se ajuste bem ao processo gerador dos dados. Segundo ENDERS (1995) a metodologia de Box-Jenkins popularizou-se como um método que objetiva selecionar, a partir de estágios, o modelo mais apropriado para estimação e previsão em uma série temporal univariada.

Segundo GUJARATI (2005), através da metodologia de Box-Jenkins pode-se

definir se a série trabalhada segue um processo AR, ou um processo MA, ou um processo ARMA, ou ainda se segue um processo ARIMA.

> "O objetivo de B-J [Box-Jenkins] é identificar e estimar um modelo estatístico que possa ser interpretado como tendo gerado os dados amostrais. Se esse modelo estimado será usado para previsão, devemos supor que as características desse modelo são constantes no tempo, e particularmente no período futuro. Assim, a razão simples de se necessitar de dados estacionários é que qualquer modelo que é inferido a partir desses dados pode ser interpretado como estacionário ou estável, fornecendo assim uma base válida para a previsão". (POKORNY APUD GUJARATI, 2005, PP. 744).

Através da metodologia de Box-Jenkins busca-se alcançar um modelo que se ajuste bem ao processo gerador dos dados e consiga ser eficiente para a realização de previsões. Esta metodologia possui algumas etapas e algumas características.

A primeira característica da metodologia Box-Jenkins, segundo ENDERS (1995), é partir do princípio da parcimônia, isto é, a metodologia visa gerar modelos mais reduzidos para que não sejam incorporadas informações que não sejam necessárias para o ajuste perfeito do modelo. Segundo ENDERS (1995), modelos mais parcimoniosos são mais eficientes para fins de previsão e, conforme dito anteriormente, ajustam-se melhor ao processo gerador dos dados sem incorporar informações desnecessárias.

Outra característica de modelos gerados pela metodologia Box-Jenkins é que eles têm restrições de estacionariedade (já explicada anteriormente) e de invertibilidade. Segundo ENDERS (1995), a condição de invertibilidade exige que uma série $Y_t$ possa ser representada por um processo auto-regressivo convergente ou de ordem finita. Segundo este autor esta condição é importante devido ao uso da FAC (função de autocorrelação) e da FACP (função de autocorrelação parcial), que implicitamente assumem que a série $Y_t$ possa ser representada por um modelo auto-regressivo. Para melhor entendimento considere o exemplo dado por ENDERS (1995). Considerando os seguintes modelos MA e AR.

$$y_t = \varepsilon_t - \beta\varepsilon_{t-1}$$
$$y_t + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 y_{t-3} + ... = \varepsilon_t$$

Nestes dois casos, se $|\beta_1| < 1$, então ele pode ser estimado pela metodologia Box-

Jenkins. Entretanto, se esta condição não é satisfeita a série $y_t$ não pode ser representada por um modelo auto-regressivo de ordem finita.

Segundo ENDERS(1995), para um modelo ter uma representação auto-regressiva convergente as raízes do polinômio $(1+\beta_1 L+\beta_2 L^2+\beta_3 L^3+...+\beta_q L^q)$ devem estar fora do círculo unitário, ou seja, o parâmetro beta não pode ser maior ou igual a um, fato este que não deixa a FAC e a FACP cair, isto é, não se retira a memória do processo. No polinômio acima L é o operador defasagem.

Tendo em vista estas restrições, avança-se agora a falar sobre os passos da metodologia Box-Jenkins. Esta metodologia divide-se em quatro etapas:

- Identificação: etapa em que são definidas as ordens do modelo;
- Estimativa: etapa em que são estimados os parâmetros do modelo;
- Checagem de diagnóstico: etapa em que é verificada a confiabilidade dos parâmetros estimados; e,
- Previsão: etapa em que é realizada a aplicação do modelo para fins de previsão.

A primeira etapa é a identificação. Esta etapa refere-se à maneira de descobrir os valores de *p*, *d* e *q* no modelo. Para esta etapa são fundamentais duas ferramentas: a função de autocorrelação (FAC) e a função de autocorrelação parcial (FACP). Também é importante nesta etapa a análise dos correlogramas resultantes destas duas funções de autocorrelação.

Segundo FAVA (2000), o coeficiente de autocorrelação existente entre $Y_t$ e $Y_{t-k}$ é dado pela covariância existente entre os dois períodos e a variância de $Y_t$. O coeficiente de autocorrelação pode ser escrito da seguinte maneira:

$$\rho_k = \frac{Cov(Y_t, Y_{t-k})}{V(Y_{t)}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

Segundo a autora, a seqüência de pares $(k, \rho_k)$, k=1,2,..., é denominada de função de autocorrelação. Nesta função não se considera os valores negativos dado que os valores de $\rho_k = \rho_{-k}$. O mais comum é trabalhar com coeficiente de correlação amostral, pois o coeficiente de autocorrelação envolve parâmetros desconhecidos. Sendo assim o coeficiente

de autocorrelação amostral é expresso pela seguinte equação:

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^{n} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^{n} (Y_t - \bar{Y})}$$

Nesta equação, n é o número de observações da série $Y_t$ e a FAC amostral é dada pelos pares de valores k, $r_k$.

A outra ferramenta usada na etapa de identificação é a função de autocorrelação parcial. Segundo GUJARATI (2005), a FACP busca medir a autocorrelação entre observações distanciadas por k períodos, sendo que, os efeitos da autocorrelação presentes nos n períodos entre o $Y_t$ e $Y_{t-k}$ são eliminados.

De acordo com FAVA(2000), o coeficiente de autocorrelação parcial é representado por $\rho_{kk}$ e vai ser dado pelo último coeficiente utilizado na auto-regressão. Assim, tem-se que o coeficiente pode ser demonstrado nas seguintes equações:

$$Y_t = \beta_{11} Y_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow \rho_{kk} = \beta_{11}$$
$$Y_t = \beta_{11} Y_{t-1} + \beta_{22} Y_{t-2} + \varepsilon_t \Rightarrow \rho_{kk} = \beta_{22}$$
$$\vdots$$
$$Y_t = \beta_{k1} Y_{t-1} + \beta_{k2} Y_{t-2} + \ldots + \beta_{kk} Y_{t-k+} \varepsilon_t \Rightarrow \rho_{kk} = \beta_{kk}$$

A partir da realização das funções de autocorrelação, deve-se montar o correlograma com os coeficientes de autocorrelação adquiridos para as n defasagens trabalhadas. O estudo do correlograma ajuda a identificar a existência de autocorrelação na série, além de indicar até qual defasagem esta correlação é significativa.

De acordo com GUJARATI (2005), os processos estocásticos AR (p), MA (q) e ARMA (p,q) apresentam padrões típicos de FAC e FACP e estes padrões permitem, a partir da observação destas funções, definir qual tipo de processo que gera a série em que se está trabalhando. Estes padrões típicos podem ser resumidos no seguinte quadro, retirado de GUJARATI (2005):

**Quadro 3: Padrões Típicos de Comportamento da FAC e FACP**

| Tipo de Modelo | Padrão Típico de FAC | Padrão Típico de FACP |
|---|---|---|
| AR (p) | Declina exponencialmente ou com padrão de onda senoidal amortecida, ou ambos. | Picos significativos através das defasagens p. |
| MA (q) | Picos significativos através das defasagens. | Declina exponencialmente. |
| ARMA (p,q) | Declínio exponencial. | Declínio exponencial. |

Fonte: Extraído de GUJARATI (2005).

O passo seguinte é a estimação. Segundo FAVA (2000), o processo de estimação pode ser realizado por meio do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) ou utilizando o método da máxima verossimilhança.

Uma vez realizado o processo de estimação dos parâmetros, tem-se a etapa da verificação, ou seja, nesta etapa busca-se analisar se o modelo identificado e estimado é adequado. Para esta análise, FAVA (2000) cita duas formas mais comuns, que são a análise dos resíduos e a avaliação da ordem do modelo.

A partir da análise dos resíduos, sabe-se que eles devem comportar-se como ruídos brancos se o modelo for identificado e estimado de maneira adequada. Para isto, seus coeficientes de autocorrelação devem ser estatisticamente iguais a zero. Para identificar se cumprem esta exigência pode-se realizar testes individuais ou conjuntos para os coeficientes de autocorrelação. É recomendado também que se analise o gráfico dos resíduos para identificar se eles cumprem a exigência de variância constante.

O teste individual é realizado pela seguinte equação:

$$r_k(\hat{\varepsilon}) = \frac{\sum_{t=k+1}^{n} \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-k}}{\sum_{t=1}^{n} \hat{\varepsilon}_t^2}$$

Na equação acima, $r_k$ é o coeficiente de autocorrelação do resíduo, que segue a distribuição normal e $\hat{\varepsilon}$ é o termo de erro estimado. O teste conjunto, segundo FAVA (2000), pode ser realizado pela estatística Q de Ljung-Box e é expressa pela seguinte equação:

$$Q^*(K) = n(n+2)\sum_{k=1}^{K} \frac{r_k^2(\hat{\varepsilon})}{n-k}$$

Nesta equação, Q (K) tem distribuição $\chi^2$ com K-p-q graus de liberdade. Segundo ENDERS (1995), se o valor da estatística Q calculada exceder o valor da distribuição $\chi^2$ é sinal que pelo menos um valor de $r_k$ é estatisticamente diferente de zero.

Pelo método da avaliação da ordem do modelo deve-se obedecer ao critério da parcimônia, ou seja, o modelo não deve apresentar parâmetros em excesso. Neste critério a existência de parâmetros excessivos é verificada com base no erro-padrão. Sendo assim, se o valor do parâmetro estimado for reduzido frente o seu erro-padrão, indica que não há significância estatística do referido parâmetro anunciando uma possível super-especificação, indicando que o modelo deve apresentar menos parâmetros. Por outro lado, se se adiciona mais parâmetros e eles são significativos estatisticamente, pode indicar que há subespecificação no modelo.

Uma vez realizada as três etapas: identificação, estimação e verificação, parte-se para a ultima etapa da metodologia Box-Jenkins, a previsão. Nesta etapa, segundo FAVA (2000), consiste na realização de previsões para a serie $Y_t$ em instantes de tempo posteriores a n. A previsão de Y l períodos a frente será determinada pela esperança condicional de $Y_{n+l.}$

Assim, para um modelo ARIMA (p,d,q) que possui a seguinte equação, sendo que $\Delta^d Y = w_t$:

$$w_{n+l} = \phi_1 w_{n+l-1} + \ldots + \phi_p w_{n+l-p} + \varepsilon_{n+l} + \theta\varepsilon_{n+l-1} + \ldots + \theta_q \varepsilon_{n+l-q}$$

A equação de previsão é dada pela seguinte equação:

$$\widehat{w}_n(l) = E[w_{n+l} \mid w_n, w_{n-1}, \ldots, w_1]$$

A metodologia Box-Jenkins não é aconselhável para previsões de longo prazo, visto que, nesta metodologia as previsões com prazos mais estendidos estarão baseadas em valores já previstos, diminuindo assim o seu poder de acerto.

### 4.4.1.2 Critérios de Informação

Na estimação de modelos auto-regressivos é necessário definir a ordem de defasagem que mais se aproxime do processo gerador dos dados, fazendo com que o modelo tenha um melhor ajuste. Sendo assim, é de grande importância que se defina de maneira ótima a quantidade de defasagens que deverão ser incorporadas no modelo. Esta escolha é importante, pois deve se escolher um número em que não se perca informações necessárias e nem se incorpore informações desnecessárias. Para se resolver este dilema pode-se realizar testes verificando os resultados de modelo mais irrestritos para modelos mais restritos, ou seja, testar modelos com mais defasagens contra modelos com menos defasagens e utilizar a estatística t para saber se a defasagem testada é estatisticamente significativa.

Uma outra maneira de resolver este problema, segundo STOCK & WATSON (2004), é utilizar os critérios de informação. O critério de informação Schwarz, também chamado de critério de informação de Bayes é um destes critérios. O critério de informação de Schwarz pode ser expresso da seguinte maneira:

$$CIS(p) = \ln\left(\frac{SQR(p)}{T}\right) + (p+1)\frac{\ln T}{T}$$

Na equação acima, CIS significa critério de informação de Schwarz e SQR (p) é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo estimado. O estimador CIS de p é o valor que minimiza CIS (p) entre as escolhas possíveis, sendo p=1, 2, 3, ..., $p_{máx}$, em que $p_{máx}$ é o maior valor de p considerado.

No primeiro termo da equação do CIS, a soma dos quadrados dos resíduos diminui (ou simplesmente não aumenta) quando se acrescenta uma defasagem. O segundo termo, entretanto, aumenta quando se incrementa uma defasagem. Este termo demonstra o número de defasagens mais o intercepto. O CIS fornece um estimador contra-balanceado e consistente do tamanho da defasagem.

Na análise das defasagens deve-se decidir pelo menor CIS. O CIS ajuda a decidir de forma precisa o tamanho do aumento em $R^2$ para justificar a inclusão de uma defasagem adicional. (STOCK & WATSON, 2004).

Outro critério é o critério de informação de Akaike (CIA). O critério de informação de Akaike pode ser demonstrado pela seguinte equação:

$$CIA(p) = \ln\left(\frac{SQR(p)}{T}\right) + (p+1)\frac{2}{T}.$$

A diferença entre o critério de informação de Akaike para o de Schwarz é a troca do termo lnT por 2. Esta alteração, segundo STOCK & WATSON (2004) faz a segunda parte da equação menor no critério de informação de Akaike. O estimador de CIA, segundo estes autores, não é consistente, pois, por seu segundo termo ser menor, exige que uma redução menor na SQR, proporcionando a possibilidade de se superestimar o número de defasagens.

## 4.5 A Técnica do Alisamento Exponencial

Uma outra técnica utilizada para a previsão de valores futuros de uma determinada variável é a técnica do alisamento exponencial. A técnica do alisamento exponencial utiliza uma série de valores de uma determinada variável, ou seja, uma série temporal e, a partir dos valores observados desta série, modela e prevê valores futuros. A técnica do alisamento exponencial é uma variante de modelos univariados e, segundo BROOKS (2002), não é baseada no modelo ARIMA. Segundo esta técnica, os valores recentes da série temporal trabalhada contêm maior poder de predição dos valores futuros que os valores mais distantes. Entretanto, os valores mais distantes podem possuir elementos ou informações que podem a ajudar na formação de um modelo com maior eficácia. Ou seja, neste modelo atribui-se maior peso às informações de um passado próximo e um menor peso para observações mais distantes.

A técnica do alisamento exponencial divide-se em: simples e dupla. Ambas as divisões são métodos que utilizam apenas um parâmetro, entretanto, a primeira é indicada para séries que apresentem comportamento randômico em torno de uma constante enquanto a segunda é indicada para quando a série trabalhada apresenta um componente de tendência linear. Há ainda outra técnica de alisamento exponencial, o modelo de Holt-Winters. Este tipo de modelagem apresenta variantes para séries sem e com sazonalidade, desta maneira, como os dados utilizados são diários trabalhar-se-á apenas com o método não sazonal.

### 4.5.1 Método do Alisamento Exponencial Simples

O método do alisamento exponencial simples é indicado para séries que oscilam perante uma média ou constante sem apresentar parâmetros de tendência e ou sazonalidade.

Segundo BROOKS (2002), o modelo gerado pela técnica do alisamento exponencial parte da seguinte equação:

$$S_t = \alpha y_t + (1-\alpha) S_{t-1}$$

Na equação acima tem-se que $S_t$ é o valor "alisado" no momento t, $\alpha$ é a constante "alisada" com valor entre zero e um, e $y_t$ é o valor realizado da variável no momento t. A equação acima também tem um termo $S_{t-1}$ e este é o valor alisado no momento t-1, ou seja, $S_{t-1}$ respeita a seguinte equação: $S_{t-1} = \alpha y_{t-1} + (1-\alpha) S_{t-2}$. Ao se substituir esta equação na anterior será alcançado o seguinte resultado:

$$S_t = \alpha y_t + (1-\alpha)(\alpha y_{t-1} + (1-\alpha) S_{t-2})$$

$$\vdots$$

$$S_t = \alpha y_t + (1-\alpha)\alpha y_{t-1} + (1-\alpha)^2 S_{t-2}$$

Conforme já mostrado no parágrafo anterior pode-se inferir que $S_{t-2} = \alpha y_{t-2} + (1-\alpha) S_{t-3}$ e substituindo na equação imediatamente anterior tem-se que:

$$S_t = \alpha y_t + (1-\alpha)\alpha y_{t-1} + (1-\alpha)^2 (\alpha y_{t-2} + (1-\alpha) S_{t-3})$$

$$\vdots$$

$$S_t = \alpha y_t + (1-\alpha)\alpha y_{t-1} + (1-\alpha)^2 \alpha y_{t-2} + (1-\alpha)^3 S_{t-3}$$

Através destas equações nota-se que é dado um peso cada vez menor para as observações mais distantes do momento t, já que $0 \le \alpha \le 1$. Desta maneira, pode-se escrever este procedimento de uma forma geral obtendo a seguinte equação:

$$S_t = \left( \sum_{t=0}^{T} \alpha (1-\alpha)^i y_{t-i} \right) + (1-\alpha)^T S_0$$

A equação acima resume todos os procedimentos mostrados e demonstra como a técnica do alisamento exponencial trata as variáveis, isto é, mostra que tipo de ponderação o modelo atribui para as observações encontradas na série temporal trabalhada e também

mostra que a técnica é baseada em erros de previsão passados, funcionando como um sistema de médias móveis.

### 4.5.2 Método do Alisamento Exponencial Duplo

O alisamento exponencial duplo é o mesmo método do alisamento simples, porém, aplicado duas vezes ao mesmo parâmetro, sendo mais indicado para séries que apresentem tendência linear em sua composição. Portanto, o método do alisamento exponencial duplo consiste em "alisar" por duas vezes a mesma série, ou seja, neste modelo utiliza-se o modelo de alisamento exponencial simples e aplica-se a técnica do alisamento. O modelo pode ser expresso da seguinte forma:

$$S_t = \alpha y_t + (1-\alpha)S_{t-1}$$

$$D_t = \alpha S_t + (1-\alpha)D_{t-1}$$

Na equação acima $D_t$ representa o alisamento duplo, em que permitirá alcançar valores mais elevados para o parâmetro $\alpha$ e se adequar melhor a série com tendência linear. Pode-se observar pela equação acima que o método consiste claramente em alisar o modelo já alisado presente na técnica simples.

### 4.5.3 O Método Não Sazonal de Holt-Winters

O método de Holt-Winters não sazonal é um método de previsão que utiliza dois parâmetros, diferentemente do alisamento exponencial duplo e simples que utilizam apenas um parâmetro. O método não sazonal de Holt-Winters é indicado para séries que possuem tendência linear na composição de seus dados e não apresentam componente sazonal em suas observações.

Conforme dito o método de Holt-Winters é como o alisamento exponencial, com a diferença que Holt-Winters utiliza dois parâmetros, ou seja, é um método menos parcimonioso. A série alisada neste método é como se segue:

$$\hat{y}_{t+k} = a + bk$$

Nesta equação, a e b são constante e tendência respectivamente. A estimação destes dois componentes é dada pelas seguintes formulações:

$$a(t) = \alpha y_t + (1-\alpha)(\alpha(t-1) + b(t-1))$$
$$b(t) = \beta(a(t) - a(t-1)) + 1 - \beta b(t-1)$$

Nestas equações, tem-se que $0<\beta,\alpha<1$. O método de Holt-Winters é um alisamento exponencial com dois parâmetros. A equação de previsão do método é representada do seguinte modo:

$$\hat{y}_{t+k} = a(T) + b(T)k$$

A equação de previsão é baseada tanto na constante como na tendência linear.

## 4.6 Tipos de Previsão

As previsões econométricas podem ser divididas, segundo BROOKS (2002), em "dentro da amostra" e "fora da amostra". As previsões "dentro da amostra" são aquelas geradas dentro da própria amostra em que se está trabalhando para estimar os parâmetros. Ou seja, a previsão "dentro da amostra" é aquela em que o universo da previsão é o mesmo daquele utilizado para a estimação dos parâmetros. Por exemplo, em nossa série de preços do indicador CEPEA/Esalq – Paraná que vai de 02/01/1998 até 23/03/2007. Na previsão "dentro da amostra" todo este período é utilizado para a estimação dos parâmetros e a partir disto desenvolve o modelo para previsão que se aplicará a este mesmo intervalo.

Quando se trata de previsão "fora da amostra" esta se referindo sobre a aplicação de um modelo fora do período utilizado para a estimação dos parâmetros. Utilizando o mesmo exemplo anterior é como se para a estimação dos parâmetros fosse utilizada a amostra até 31/12/2006. Tem-se, a partir disto, a aplicação do modelo para todo o período da amostra e a na seqüência compara-se com as observações realizadas.

# CAPITULO V

## *5. Análise dos Resultados*

### 5.1 Resultados do Modelo ARIMA para a Série de CEPEA/Esalq - Paraná

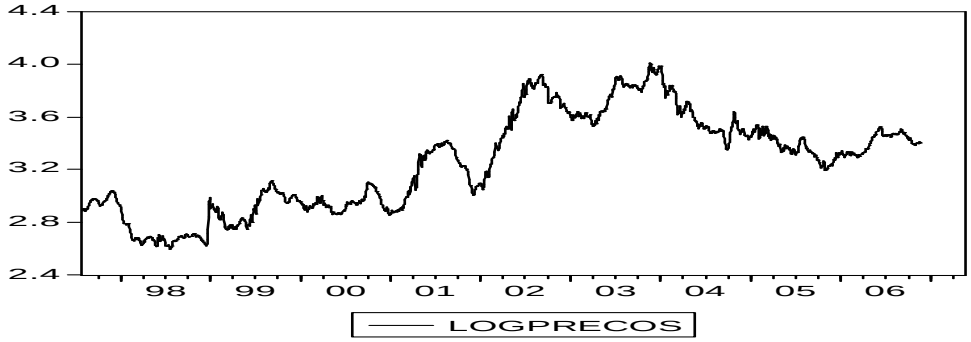
Uma vez definida a base de dados especificada no respectivo tópico, o passo seguinte é realizar os testes para estudar a eficácia dos modelos de previsão de preços quando aplicados ao mercado de soja em grão. Antes da aplicação dos testes, tem-se que estudar o processo gerador dos dados de maneira que se aproveitem ricamente as características das séries trabalhadas. A primeira série temporal trabalhada foi a série de preços do indicador CEPEA/Esalq – Paraná com observações diárias que iam de 29/07/1997 até 18/05/2007. Esta base de dados contém 2.436 observações. Para a realização dos testes econométricos foi utilizado o software E-Views.

Antes de iniciar a discussão a cerca dos testes e seus resultados, convém fazer uma breve colocação sobre o objetivo deste trabalho. O objetivo inicial de fazer um estudo sobre modelos de previsão de preços leva-nos a esclarecer melhor de que se tratam os modelos de previsão. Ao se trabalhar com modelos de previsão, tem-se a intenção de buscar determinar quais valores uma determinada variável irá assumir no futuro. Entretanto, não se trata simplesmente de querer adivinhar o futuro e sim analisar através dos métodos estatísticos utilizados, todo o processo gerador dos dados, as características presentes na formação da série e a partir disto utilizar técnicas estatísticas que possam sinalizar possíveis valores que as séries podem assumir. Portanto, ao se trabalhar com previsões busca-se analisar a probabilidade de a série assumir tais valores analisados no futuro.

O primeiro passo para a realização dos testes foi a análise gráfica da série. Para se observar com mais clareza o comportamento da série de preços trabalhada optou-se, primeiramente, por aplicar o logaritmo natural na série de preços. Este artifício é utilizado para suavizar a série de dados e assim poder analisar com maior clareza e maior riqueza de detalhes o comportamento apresentado pelos dados. Desta maneira, portanto, optou-se por trabalhar com os dados em logaritmo natural devido às razões ora explicitadas. Após

transformar a série de preços em logaritmos o ideal como primeiro passo é analisar o gráfico gerado pela seqüência de dados trabalhada. O gráfico gerado pela série temporal do indicador CEPEA/Esalq - Paraná é mostrado abaixo.

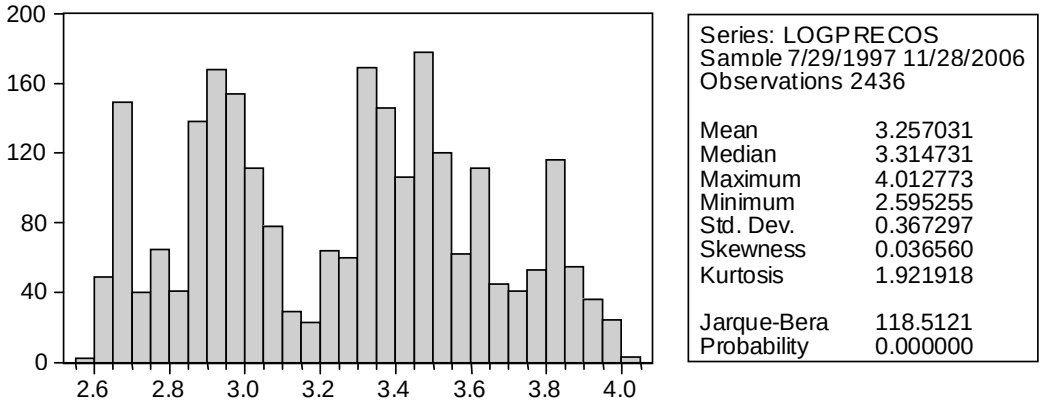
**Gráfico 8: Série de preços do indicador CEPEA/Esalq – Paraná em logaritmos**




Fonte: Elaboração própria a partir do software E-Views

Ao analisar o gráfico acima, pode-se notar que a série parece não ser estacionária. Para a aplicação da metodologia Box-Jenkins tem-se que trabalhar com a série estacionária. Na continuação da análise gráfica dos dados é mostrado o histograma e as estatísticas referentes a referida série de preços de maneira a verificar, minimamente, se elas atendem os requisitos de estacionariedade. Abaixo encontra-se o histograma e as estatísticas para a série.

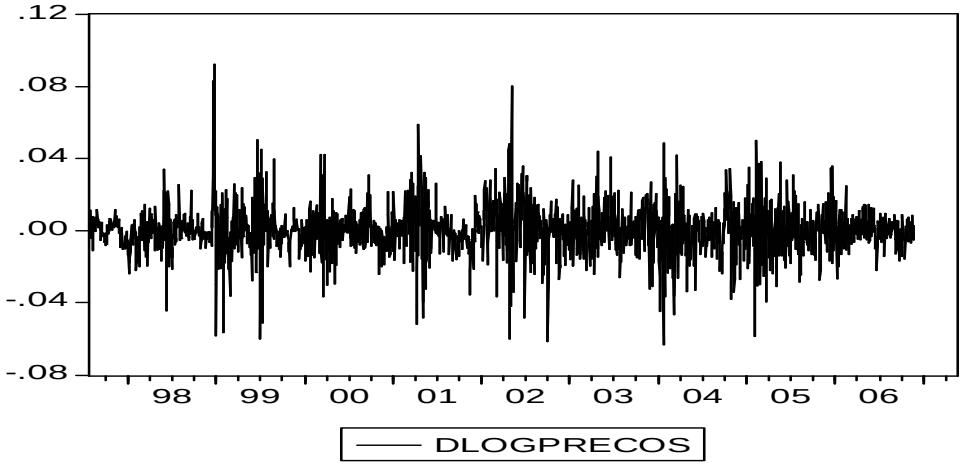
**Gráfico 9: Distribuição da série de preços do indicador CEPEA/Esalq – Paraná em nível**



Fonte: Elaboração própria a partir do software E-Views

A quantidade de vezes que a série precisa ser diferenciada para se tornar estacionária é referente à ordem de integração das séries trabalhadas, ou seja, se uma determinada série temporal precisa ser diferenciada uma vez para se tornar estacionária, então se diz que esta série é integrada de ordem um, assim como, se uma determinada série precisa ser diferenciada duas vezes para se tornar estacionária, então se diz que esta série é integrada de ordem dois e assim por diante. Desta maneira, procedeu-se a diferenciação de toda a série e gerou-se o seguinte gráfico.

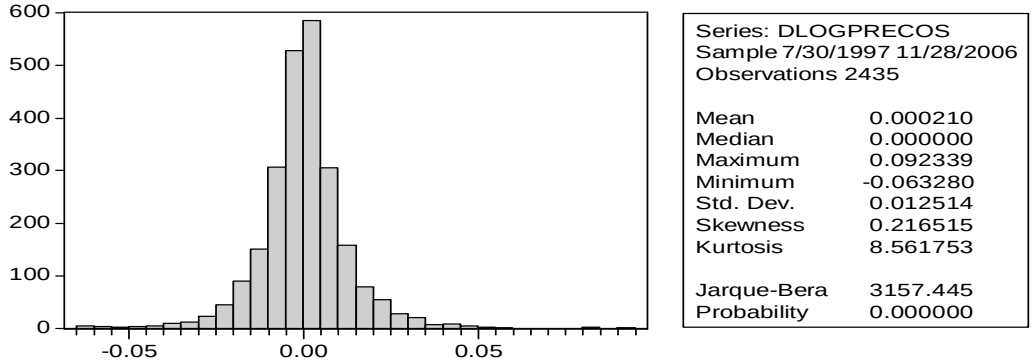
**Gráfico 10: Comportamento da série de preços CEPEA/Esalq – Paraná diferenciada**




Fonte: Elaboração própria a partir do software E-Views

O gráfico acima dá indícios de que a série diferenciada uma vez é estacionária, indicado a série de preços trabalhada é integrada de ordem um ou apenas I(1). Assim como foi realizado para a série em nível, abaixo está o gráfico com o histograma e as respectivas estatísticas referentes à série temporal diferenciada e possivelmente integrada de primeira ordem.

**Gráfico 11: Distribuição da série de preços CEPEA/Esalq – Paraná diferenciada**




Fonte: Elaboração própria a partir do software E-Views

O histograma mostra que a distribuição da série diferenciada assemelha-se à distribuição normal. O gráfico das estatísticas mostra que a média para esta série é zero. Na seqüência foram realizados os testes de raiz unitária das séries. O teste de raiz unitária realizado foi o teste de Dickey-Fuller Aumentado. Os resultados do referido teste encontram-se na tabela seguinte.

**Tabela 22: Teste ADF para a série de preços CEPEA/Esalq – Paraná com constante e tendência**

Hipótese Nula: LOGCEPEA tem uma raiz unitária
Exógenos: Constante, Tendência Linear
Defasagens: 1 (Automático baseado no SIC, Defasagem Máxima=36)

| | | Estatística - t | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Teste Estatístico Dickey-Fuller Aumentado | | -1.399719 | 0.8612 |
| Valores Críticos do Teste: | Nível 1% | -3.961815 | |
| | Nível 5% | -3.411654 | |
| | Nível 10% | -3.127701 | |

*MacKinnon (1996) um lado *p-values*.

Pelo teste ADF não se pode rejeitar a hipótese nula de que a série possui raiz unitária, pois o valor apontado pelo teste ADF encontra-se dentro do intervalo de não rejeição, uma vez que o valor encontrado foi de -1,399719 e o valor da estatística t de 3,411654 para o nível de significância de 5%. Pode-se perceber também que o teste indicou para o uso de uma defasagem, segundo o critério de Schwarz, lembrando que nesta etapa os

testes são realizados dos modelos mais abrangentes (com maior número de defasagens) em direção aos modelos mais restritos (com menor número de defasagens) e que também se optou por trabalhar com modelos mais parcimoniosos.

Analisando a tabela acima, pode-se perceber que tanto a constante como a tendência não apresentaram coeficientes estatisticamente significantes, ou seja, a hipótese nula de que o coeficiente é igual a zero não pode ser rejeitada uma vez que o valor apontado para o teste foi de 0.693198 para a tendência e de 1.506499 para a constante e o valor da estatística t para o teste ADF com constante e tendência é de, -3,41 quando há mais de 500 observações. Os valores foram retirados de ENDERS (1995).

Sendo assim, deve-se fazer o teste novamente retirando o componente de tendência. Os resultados são expostos na próxima tabela:

**Tabela 23: Teste ADF para a série de preços CEPEA/Esalq – Paraná sem tendência**

Hipótese Nula: LOGCEPEA tem uma raiz unitária
Exógeno: Constante
Defasagens: 1 (Automático baseado no SIC, Defasagem Máxima=36)

| | | Estatística-t | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Teste Estatístico Dickey-Fuller Aumentado | | -1.305705 | 0.6291 |
| Valores Críticos do Teste: | Nível 1% | -3.432842 | |
| | Nível 5% | -2.862527 | |
| | Nível 10% | -2.567341 | |

*MacKinnon (1996) monocaudal *p-values*.

Ao analisar a tabela acima, tem-se que a constante continua sendo estatisticamente igual a zero e que ainda não se pode rejeitar a hipótese de que a série trabalhada possui raiz unitária. Desta maneira, o passo seguinte é realizar o teste sem a constante e verificar os resultados.

**Tabela 24: Teste ADF para a série de preços CEPEA/Esalq – Paraná sem constante e tendência**

Hipótese Nula: LOGCEPEA tem uma raiz unitária
Exógena: Nenhuma
Defasagens: 1 (Automático baseado no SIC, Defasagem Máxima=36)

| | | Estatística - t | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Teste Estatístico Dickey-Fuller Aumentado | | 0.479973 | 0.8186 |
| Valores Críticos do Teste: | 1% Nível | -2.565912 | |
| | 5% Nível | -1.940954 | |
| | 10% Nível | -1.616612 | |

*MacKinnon (1996) monocaudal p-values.

Pela análise da tabela acima, tem-se que a série apresenta raiz unitária. Para confirmar esta afirmação, na seqüência é mostrado o teste de raiz unitária para a série diferenciada para confirmar se a série é realmente integrada de ordem 1.

**Tabela 25: Teste ADF para a série de preços CEPEA/Esalq – Paraná diferenciada sem constante e tendência**

Hipótese Nula: D(LOGCEPEA) tem uma raiz unitária
Exógena: Nenhuma
Defasagens: 0 (Automático baseado no SIC, Defasagem Máxima=36)

| | | Estatística - t | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Teste Estatístico Dickey-Fuller Aumentado | | -37.22938 | 0.0000 |
| Valores Críticos do Teste: | 1% Nível | -2.565912 | |
| | 5% Nível | -1.940954 | |
| | 10% Nível | -1.616612 | |

*MacKinnon (1996) monocaudal p-values.

Os testes realizados com tendência e intercepto demonstraram que estes não são significativos e pode-se perceber pela tabela acima que quando a série trabalhada é diferenciada uma vez tem-se que rejeitar a hipótese de que há raiz unitária, pois o valor apontado pelo teste ultrapassa o valor da estatística t em todos os níveis de significância.

Uma vez terminada a etapa de verificação da estacionariedade da série temporal e dando continuidade na aplicação da metodologia Box-Jenkins, o próximo passo é a identificação do modelo. Para este passo foram utilizadas duas ferramentas importantes nesta etapa da metodologia: a função de autocorrelação (FAC) e a função de autocorrelação parcial (FACP).

Estas duas funções ajudam a perceber a tendência de estacionariedade da série que foi confirmada por meio da aplicação de testes de raiz unitária e têm como principal função auxiliar na identificação do melhor modelo ARIMA (p,d,q) a ser utilizado para a série de dados trabalhada. Neste trabalho foram utilizadas, primeiramente, as duas funções com a série de preços em logaritmo natural em nível para a identificação do comportamento das respectivas funções com a série em nível. Pode-se notificar que, utilizando 36 lags, a FAC cai muito lentamente e que a FACP apresenta um valor significativo no primeiro lag, mas cai bruscamente nos demais. O comportamento da FAC e da FACP para a série plotada em

nível encontra-se no gráfico abaixo.

**Gráfico 12: Funções de Autocorrelação e Autocorrelação parcial para a série de preço em nível**

Amostra: 7/29/1997 5/18/2007
Observações Inclusas: 2436

| Autocorrelação | Autocorrelação Parcial | | AC | PAC | Estat-Q | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| \|******** | \|******** | 1 | 0.999 | 0.999 | 2435.0 | 0.000 |
| \|******** | **\| \| | 2 | 0.998 | -0.199 | 4865.5 | 0.000 |
| \|******** | \| \| | 3 | 0.997 | -0.016 | 7291.0 | 0.000 |
| \|******** | \| \| | 4 | 0.996 | -0.028 | 9711.2 | 0.000 |
| \|******** | \| \| | 5 | 0.994 | -0.026 | 12126. | 0.000 |
| \|******** | \| \| | 6 | 0.993 | 0.015 | 14535. | 0.000 |
| \|******** | \| \| | 7 | 0.991 | -0.001 | 16938. | 0.000 |
| \|******** | \| \| | 8 | 0.990 | -0.014 | 19336. | 0.000 |
| \|******** | \| \| | 9 | 0.989 | -0.031 | 21728. | 0.000 |
| \|******** | \| \| | 10 | 0.987 | -0.029 | 24114. | 0.000 |
| \|******** | \| \| | 11 | 0.986 | 0.003 | 26493. | 0.000 |
| \|******** | \| \| | 12 | 0.984 | -0.011 | 28866. | 0.000 |
| \|******** | \| \| | 13 | 0.983 | -0.004 | 31233. | 0.000 |
| \|******** | \| \| | 14 | 0.981 | -0.002 | 33593. | 0.000 |
| \|******** | \| \| | 15 | 0.979 | 0.012 | 35946. | 0.000 |
| \|******** | \| \| | 16 | 0.978 | -0.021 | 38293. | 0.000 |
| \|******** | \| \| | 17 | 0.976 | -0.020 | 40633. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 18 | 0.975 | 0.009 | 42966. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 19 | 0.973 | 0.022 | 45292. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 20 | 0.971 | 0.010 | 47612. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 21 | 0.970 | -0.004 | 49926. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 22 | 0.968 | 0.001 | 52233. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 23 | 0.967 | 0.001 | 54534. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 24 | 0.965 | 0.021 | 56828. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 25 | 0.964 | -0.006 | 59116. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 26 | 0.962 | -0.017 | 61398. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 27 | 0.961 | -0.007 | 63673. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 28 | 0.959 | -0.003 | 65942. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 29 | 0.958 | -0.013 | 68205. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 30 | 0.956 | 0.004 | 70461. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 31 | 0.954 | -0.023 | 72710. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 32 | 0.953 | -0.013 | 74952. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 33 | 0.951 | -0.015 | 77188. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 34 | 0.949 | -0.015 | 79416. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 35 | 0.948 | -0.022 | 81637. | 0.000 |
| \|*******\| | \| \| | 36 | 0.946 | -0.004 | 83850. | 0.000 |

Fonte: Elaboração própria a partir do software E-Views

Através do resultado demonstrado acima nota-se que a série demora a perder a memória do processo, indicando como já foi mostrado anteriormente que a série em nível não é estacionária.

Para a utilização da metodologia de Box-Jenkins é preciso que a série seja estacionária para se absorver melhor as características do processo gerador dos dados.

Portanto, para uma melhor análise do comportamento das FAC e FACP devem ser aplicados os testes na série temporal de preços em primeira diferença. O resultado e o comportamento das duas funções são mostrados na tabela abaixo.

**Gráfico 13: Funções de Autocorrelação e Autocorrelação parcial para a série de preços diferenciada**

Amostra: 7/29/1997 5/18/2007
Observações Inclusas: 2435

| Autocorrelação | Autocorrelação Parcial | | AC | PAC | Estat-Q | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| \|** \| | \|** \| | 1 | 0.274 | 0.274 | 182.98 | 0.000 |
| \|* \| | \| \| | 2 | 0.084 | 0.010 | 200.38 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 3 | 0.053 | 0.029 | 207.23 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 4 | 0.058 | 0.038 | 215.39 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 5 | -0.003 | -0.033 | 215.41 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 6 | 0.002 | 0.007 | 215.42 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 7 | 0.015 | 0.013 | 215.96 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 8 | 0.048 | 0.042 | 221.52 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 9 | 0.044 | 0.023 | 226.18 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 10 | 0.020 | -0.002 | 227.20 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 11 | 0.022 | 0.012 | 228.34 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 12 | 0.021 | 0.007 | 229.45 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 13 | 0.014 | 0.005 | 229.97 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 14 | -0.013 | -0.020 | 230.36 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 15 | 0.027 | 0.036 | 232.18 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 16 | 0.037 | 0.021 | 235.56 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 17 | 0.010 | -0.010 | 235.82 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 18 | -0.024 | -0.030 | 237.27 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 19 | -0.019 | -0.013 | 238.18 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 20 | 0.003 | 0.011 | 238.21 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 21 | 0.004 | 0.003 | 238.25 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 22 | 0.003 | 0.005 | 238.27 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 23 | -0.028 | -0.035 | 240.25 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 24 | 0.005 | 0.017 | 240.32 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 25 | 0.025 | 0.022 | 241.86 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 26 | 0.015 | 0.005 | 242.41 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 27 | 0.006 | 0.004 | 242.49 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 28 | 0.019 | 0.012 | 243.36 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 29 | 0.002 | -0.009 | 243.37 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 30 | 0.030 | 0.034 | 245.56 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 31 | 0.025 | 0.010 | 247.10 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 32 | 0.028 | 0.016 | 249.07 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 33 | 0.028 | 0.015 | 251.04 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 34 | 0.036 | 0.022 | 254.19 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 35 | 0.028 | 0.012 | 256.19 | 0.000 |
| \| \| | \| \| | 36 | 0.013 | -0.004 | 256.62 | 0.000 |

Fonte: Elaboração própria a partir do software E-Views

Os resultados demonstrados pela tabela acima mostram que a FAC apresenta valores significativos até a quarta defasagem[7] e ainda uma significância nos 8º e 9º lags. A FACP mostra valores significativos no primeiro e oitavo lags.

Ao realizar as estimações para identificar o melhor modelo a ser utilizado, o menor valor encontrado para o critério de informação de Schwarz foi para um modelo auto-regressivo de ordem 1, isto é, um AR (1). Em todas as estimações a constante demonstrou-se insignificante e a tabela abaixo demonstra os resultados encontrados para a estimação sem constante.

**Tabela 26: Critérios de Informação para a série CEPEA/Esalq – Paraná**

| CRITÉRIOS DE INFORMAÇÃO SEM CONSTANTE | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **AR(P) MA(Q)** | 0 | 1 | 2 | 3 | **4** | **5** |
| **0** | | **CIS=-5,937658**<br>**CIA=-5,940184** | CIS=-5,933890<br>CIA=-5,938945 | CIS=-5,931161<br>CIA=-5,938747 | CIS=-5,929866<br>CIA=-5,939984 | CIS=-5,927160<br>CIA=-5,939812 |
| **1** | CIS=-5,932213<br>CIA=-5,934739 | CIS=-5,934324<br>CIA=-5,937377 | CIS=-5,934011<br>CIA=-5,941594 | CIS=-5,930234<br>CIA=-5,940349 | CIS=-5,927338<br>CIA=-5,939986 | CIS=-5,923757<br>CIA=-5,938940 |
| **2** | CIS=-5,933225<br>CIA=-5,938277 | CIS=-5,933135<br>CIA=-5,940715 | CIS=-5,930672<br>CIA=-5,940783 | CIS=-5,931681<br>CIA=-5,944325 | CIS=-5,924006<br>CIA=-5,939184 | CIS=-5,921866<br>CIA=-5,939579 |
| **3** | CIS=-5,930286<br>CIA=-5,937864 | CIS=-5,930886<br>CIA=-5,940994 | CIS=-5,927867<br>CIA=-5,940506 | CIS=-5,924211<br>CIA=-5,939383 | CIS=-5,921486<br>CIA=-5,939193 | CIS=-5,918740<br>CIA=-5,938984 |
| **4** | CIS=-5,930830<br>CIA=-5,940933 | CIS=-5,927315<br>CIA=-5,939949 | CIS=-5,923886<br>CIA=-5,939052 | CIS=-5,925977<br>CIA=-5,943678 | CIS=-5,918744<br>CIA=-5,938981 | CIS=-5,921479<br>CIA=-5,944254 |
| **5** | CIS=-5,927445<br>CIA=-5,940075 | CIS=-5,926534<br>CIA=-5,941695 | CIS=-5,922861<br>CIA=-5,940555 | CIS=-5,924811<br>CIA=-5,945040 | CIS=-5,917151<br>CIA=-5,939917 | CIS=-5,918372<br>CIA=-5,943677 |

Fonte: Elaboração própria através de resultados obtidos pelo software E-Views

A tabela acima mostra todos os resultados obtidos para os critérios de informação de Schwarz e Akaike. O critério de informação de Akaike tende a selecionar modelos com mais defasagens enquanto o critério de Schwarz tende a escolher modelos mais parcimoniosos. A metodologia Box-Jenkins tem a característica de preferir modelos mais parcimoniosos, visto que estes não tendem a incorporar informações desnecessárias. Desta maneira, para a escolha das defasagens, optou-se pelo critério de Schwarz.

Ainda pela tabela acima, pode-se perceber que o menor valor estimado para o critério de informação de Schwarz foi para um modelo auto-regressivo de ordem 1. Este

[7] Segundo BROOKS (2002), um intervalo de confiança pode ser construído através da seguinte fórmula: $\pm 1,96 \times \frac{1}{\sqrt{T}}$ em que T é o número de observações presentes na série temporal. Para este caso específico tem-se que os valores gerados pela fórmula anterior são ±0,040 aproximadamente, indicando que valores que se encontrem fora deste intervalo podem ser considerados como estatisticamente diferentes de zero.

critério tende a escolher modelos mais parcimoniosos e foi isto que prevaleceu na escolha de um AR(1), pois houve outros modelos que também apresentaram significância, no entanto, por apresentar menor valor do critério de informação de Schwarz o modelo escolhido foi o mais parcimonioso, ou seja, o AR(1).

O resultado da estimação do modelo ARIMA (1,1,0) é mostrado na tabela abaixo.

**Tabela 27: Estimação do modelo ARIMA (1,1,0) para a série de preços do indicador CEPEA/Esalq – Paraná**

Variável Dependente: DLOGCEPEA
Método: Mínimos Quadrados Ordinários
Amostra(ajustada): 1/06/1988 9/11/1996
Observações Inclusas: 2266 depois de ajustados os pontos finais
Convergência alcançada após 2 interações

| Variável | Coeficiente | Desvio Padrão | Estatística - t | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 0.271178 | 0.020222 | 13.41005 | 0.0000 |
| $R^2$ | 0.073199 | Variável Dependente - Média | | 0.000253 |
| $R^2$ Ajustado | 0.073199 | Desvio Padrão da Variável Dependente | | 0.012891 |
| Desvio Padrão da Regressão | 0.012410 | Critério de Informação de Akaike | | -5.940184 |
| Soma dos Quadrados dos Resíduos | 0.348829 | Critério de Informação de Schwarz | | -5.937658 |
| Probabilidade log | 6731.229 | Estatística Durbin-Watson | | 2.003982 |
| Raízes Invertidas AR | .27 | | | |

Fonte: Elaboração própria a partir do software E-Views

A tabela acima mostra-nos que o parâmetro estimado para o ARIMA (1,1,0) é significativo e que o modelo respeita a condição de invertibilidade, pois sua raiz é menor que um.

Uma vez escolhido o modelo a ser trabalhado, a metodologia Box-Jenkins pede a checagem de diagnóstico para o modelo selecionado. Para esta checagem um método utilizado é a análise dos resíduos do modelo através da estatística Q. Esta análise é mostrada na tabela abaixo.

**Gráfico 14: Correlograma para o modelo ARIMA (1,1,0) na série de preços do indicador CEPEA/Esalq – Paraná**

Amostra: 1/06/1988 9/11/1996
Observações Inclusas: 2266
Estatística-Q probabilidades ajustado para 1 Termo ARMA

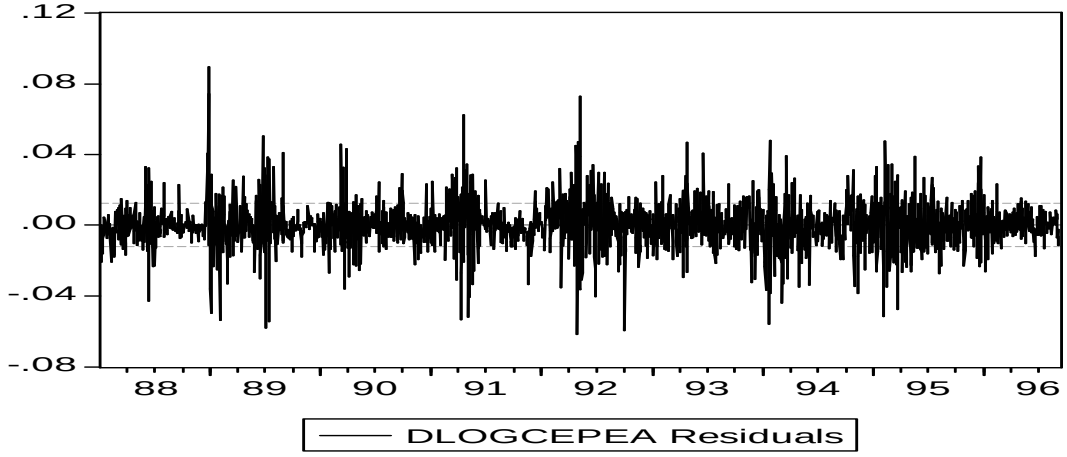
| Autocorrelação | Autocorrelação Parcial | | AC | PAC | Estat-Q | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| \| \| | \| \| | 1 | -0.002 | -0.002 | 0.0119 | |
| \| \| | \| \| | 2 | -0.002 | -0.002 | 0.0204 | 0.886 |
| \| \| | \| \| | 3 | 0.018 | 0.018 | 0.7395 | 0.691 |
| \| \| | \| \| | 4 | 0.051 | 0.051 | 6.6217 | 0.085 |
| \| \| | \| \| | 5 | -0.022 | -0.021 | 7.6851 | 0.104 |
| \| \| | \| \| | 6 | -0.008 | -0.009 | 7.8414 | 0.165 |
| \| \| | \| \| | 7 | 0.003 | 0.001 | 7.8609 | 0.248 |
| \| \| | \| \| | 8 | 0.033 | 0.031 | 10.298 | 0.172 |
| \| \| | \| \| | 9 | 0.027 | 0.030 | 11.999 | 0.151 |
| \| \| | \| \| | 10 | 0.008 | 0.008 | 12.136 | 0.206 |
| \| \| | \| \| | 11 | 0.007 | 0.005 | 12.237 | 0.270 |
| \| \| | \| \| | 12 | 0.016 | 0.012 | 12.803 | 0.306 |
| \| \| | \| \| | 13 | 0.007 | 0.006 | 12.928 | 0.374 |
| \| \| | \| \| | 14 | -0.026 | -0.025 | 14.419 | 0.345 |
| \| \| | \| \| | 15 | 0.021 | 0.021 | 15.420 | 0.350 |
| \| \| | \| \| | 16 | 0.032 | 0.030 | 17.715 | 0.278 |
| \| \| | \| \| | 17 | 0.000 | 0.000 | 17.716 | 0.341 |
| \| \| | \| \| | 18 | -0.026 | -0.025 | 19.258 | 0.314 |
| \| \| | \| \| | 19 | -0.009 | -0.014 | 19.428 | 0.366 |
| \| \| | \| \| | 20 | 0.011 | 0.008 | 19.724 | 0.411 |
| \| \| | \| \| | 21 | -0.003 | -0.002 | 19.748 | 0.474 |
| \| \| | \| \| | 22 | 0.009 | 0.013 | 19.920 | 0.526 |
| \| \| | \| \| | 23 | -0.039 | -0.040 | 23.437 | 0.377 |
| \| \| | \| \| | 24 | 0.023 | 0.018 | 24.604 | 0.371 |
| \| \| | \| \| | 25 | 0.009 | 0.008 | 24.798 | 0.417 |
| \| \| | \| \| | 26 | 0.012 | 0.014 | 25.137 | 0.455 |
| \| \| | \| \| | 27 | -0.001 | 0.004 | 25.139 | 0.511 |
| \| \| | \| \| | 28 | 0.015 | 0.010 | 25.663 | 0.537 |
| \| \| | \| \| | 29 | -0.011 | -0.011 | 25.951 | 0.576 |
| \| \| | \| \| | 30 | 0.038 | 0.039 | 29.241 | 0.453 |
| \| \| | \| \| | 31 | 0.012 | 0.013 | 29.546 | 0.489 |
| \| \| | \| \| | 32 | 0.012 | 0.011 | 29.905 | 0.522 |
| \| \| | \| \| | 33 | 0.015 | 0.015 | 30.397 | 0.548 |
| \| \| | \| \| | 34 | 0.034 | 0.031 | 33.001 | 0.467 |
| \| \| | \| \| | 35 | 0.007 | 0.007 | 33.100 | 0.512 |
| \| \| | \| \| | 36 | 0.009 | 0.007 | 33.278 | 0.551 |

Fonte: Elaboração própria a partir do software E-Views

Os valores demonstrados para as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial demonstram que os valores obtidos são pequenos, assim como os valores obtidos pela estatística Q, sendo desta maneira, estatisticamente iguais a zero, pois não se pode rejeitar a hipótese de que os valores encontrados são iguais a zero. Desta maneira, a análise dos resíduos demonstra que o modelo é adequado para o processo gerador dos dados, pois os resíduos gerados possuem comportamento de ruído branco.

O gráfico abaixo demonstra o comportamento dos resíduos gerados pelo modelo ARIMA (1,1,0) da série de preços do indicador CEPEA/Esalq – Paraná.

**Gráfico 15: Comportamento dos resíduos do modelo ARIMA (1,1,0) da série do indicador CEPEA/Esalq – Paraná**




Fonte: Elaboração própria através do software E-Views

Terminada estas etapas da metodologia Box-Jenkins, o próximo passo é a realização das previsões. As previsões realizadas foram obtidas em diferença do logaritmo, portanto, para obter o resultado que realmente interessa é preciso realizar as operações matemáticas contrárias para se obter a previsão dos preços, uma vez que, para a realização das previsões com o modelo ARIMA (p,q,d) foram utilizadas séries diferenciadas.

Após a realização destes procedimentos realizou-se a previsão do modelo ARIMA (1,1,0) para a série de preços do indicador CEPEA/Esalq – Paraná. Os valores adquiridos a partir do modelo especificado acima se encontram na tabela abaixo, assim como sua comparação com os modelos efetivamente realizados.

**Tabela 28: Comparação entre valores previstos pelo modelo ARIMA (1,1,0) e realizados para a série de preços do Indicador CEPEA/Esalq - Paraná**

| Data | Valores Previstos | Valores Realizados | Diferença entre Previsto x Realizado | Diferença Relativa |
|---|---|---|---|---|
| 2/1/2007 | R$ 31,90 | R$ 31,95 | -R$ 0,05 | -0,17% |
| 3/1/2007 | R$ 32,05 | R$ 31,97 | R$ 0,08 | 0,25% |
| 4/1/2007 | R$ 31,81 | R$ 31,80 | R$ 0,01 | 0,02% |
| 5/1/2007 | R$ 31,98 | R$ 32,03 | -R$ 0,05 | -0,14% |
| 8/1/2007 | R$ 32,00 | R$ 31,94 | R$ 0,06 | 0,20% |
| 9/1/2007 | R$ 31,77 | R$ 31,79 | -R$ 0,02 | -0,08% |
| 10/1/2007 | R$ 31,30 | R$ 31,34 | -R$ 0,04 | -0,13% |
| 11/1/2007 | R$ 31,30 | R$ 31,42 | -R$ 0,12 | -0,39% |
| 12/1/2007 | R$ 31,63 | R$ 31,61 | R$ 0,02 | 0,07% |
| 15/1/2007 | R$ 31,96 | R$ 31,91 | R$ 0,05 | 0,16% |
| 16/1/2007 | R$ 32,21 | R$ 32,13 | R$ 0,08 | 0,26% |
| 17/1/2007 | R$ 32,31 | R$ 32,25 | R$ 0,06 | 0,19% |
| 18/1/2007 | R$ 32,31 | R$ 32,28 | R$ 0,03 | 0,10% |
| 19/1/2007 | R$ 32,32 | R$ 32,31 | R$ 0,01 | 0,03% |
| 22/1/2007 | R$ 32,18 | R$ 32,17 | R$ 0,01 | 0,03% |
| 23/1/2007 | R$ 32,14 | R$ 32,18 | -R$ 0,04 | -0,12% |
| 24/1/2007 | R$ 32,12 | R$ 32,12 | R$ 0,00 | 0,01% |
| 25/1/2007 | R$ 32,14 | R$ 32,16 | -R$ 0,02 | -0,05% |
| 26/1/2007 | R$ 32,16 | R$ 32,15 | R$ 0,01 | 0,03% |
| 29/1/2007 | R$ 32,08 | R$ 32,08 | R$ 0,00 | -0,01% |
| 30/1/2007 | R$ 32,03 | R$ 32,05 | -R$ 0,02 | -0,06% |
| 31/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,27 | -R$ 0,01 | -0,03% |
| 1/2/2007 | R$ 32,25 | R$ 32,19 | R$ 0,06 | 0,19% |
| 2/2/2007 | R$ 32,09 | R$ 32,11 | -R$ 0,02 | -0,07% |
| 5/2/2007 | R$ 32,21 | R$ 32,23 | -R$ 0,02 | -0,07% |
| 6/2/2007 | R$ 32,13 | R$ 32,10 | R$ 0,03 | 0,10% |
| 7/2/2007 | R$ 32,07 | R$ 32,11 | -R$ 0,04 | -0,11% |
| 8/2/2007 | R$ 32,10 | R$ 32,10 | R$ 0,00 | 0,01% |
| 9/2/2007 | R$ 32,15 | R$ 32,15 | R$ 0,00 | -0,01% |
| 12/2/2007 | R$ 32,32 | R$ 32,31 | R$ 0,01 | 0,04% |
| 13/2/2007 | R$ 32,49 | R$ 32,45 | R$ 0,04 | 0,13% |
| 14/2/2007 | R$ 32,57 | R$ 32,53 | R$ 0,04 | 0,12% |
| 15/2/2007 | R$ 32,58 | R$ 32,56 | R$ 0,02 | 0,07% |
| 16/2/2007 | R$ 32,70 | R$ 32,69 | R$ 0,01 | 0,02% |
| 21/2/2007 | R$ 32,77 | R$ 32,73 | R$ 0,04 | 0,11% |
| 22/2/2007 | R$ 33,03 | R$ 33,02 | R$ 0,01 | 0,03% |
| 23/2/2007 | R$ 33,28 | R$ 33,20 | R$ 0,08 | 0,24% |
| 26/2/2007 | R$ 33,51 | R$ 33,46 | R$ 0,05 | 0,15% |
| 27/2/2007 | R$ 33,36 | R$ 33,29 | R$ 0,07 | 0,21% |
| 28/2/2007 | R$ 33,11 | R$ 33,16 | -R$ 0,05 | -0,14% |
| 1/3/2007 | R$ 32,97 | R$ 33,00 | -R$ 0,03 | -0,11% |
| 2/3/2007 | R$ 32,54 | R$ 32,58 | -R$ 0,04 | -0,13% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| continuação | | | | |
| 5/3/2007 | R$ 32,15 | R$ 32,26 | -R$ 0,11 | -0,35% |
| **Média** | **R$ 32,29** | **R$ 32,28** | **R$ 0,01** | **0,01%** |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados gerados pelo software E-Views

A tabela acima mostra que o modelo ARIMA obteve previsões muito próximas das efetivamente realizadas. Em média este modelo tendeu a superestimar os valores em 0,01%. Pode-se perceber, desta maneira, que as previsões geradas pelo modelo foram fidedignas e este modelo possui grande poder de acerto na geração de suas previsões. Em comparação com os demais modelos apresentados este foi o modelo que apresentou maior grau de acerto.

## 5.2 Resultados do Modelo ARIMA para a Série Rondonópolis

Para a série de preços Rondonópolis foram aplicados os mesmos procedimentos utilizados anteriormente para a série CEPEA/Esalq – Paraná. A partir dos testes aplicados identificou-se que a série de preços desta praça não é estacionária em nível, não respeitando desta maneira, a restrição de estacionariedade do modelo ARIMA.

O teste de raiz unitária com a série em nível demonstrou não significância da tendência e da constante, assim como não se pode rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária, isto é, com a série em nível não havia estacionariedade.

Desta maneira, para se alcançar a estacionariedade e a série estar apta para a aplicação da metodologia ARIMA foi preciso diferenciá-la. Portanto, assim como na série trabalhada anteriormente, a série de preços de Rondonópolis foi transformada em logaritmo e posteriormente diferenciada.

Com a série de preços em logaritmo e diferenciada o teste de raiz unitária apontou para a estacionariedade da série. A hipótese nula de presença de raiz unitária foi rejeitada demonstrando que não há presença de raiz unitária na série diferenciada.

Desta maneira, com a condição de estacionariedade satisfeita o próximo passo é partir para a metodologia Box-Jenkins, mais precisamente para a primeira etapa da metodologia Box-Jenkins, a identificação do modelo. Para esta etapa houve a aplicação das

funções de autocorrelação e autocorrelação parcial, assim como a estimação dos modelos e dos critérios de informação para identificar o modelo que melhor se ajuste aos dados trabalhados.

As referidas análises apontaram para um modelo auto-regressivo de ordem 2, isto é, um AR(2). Os valores encontrados para os critérios de informação de Schwarz e Akaike encontram-se na tabela abaixo:

**Tabela 29: Resultado dos Critérios de Informação para a série de preços Rondonópolis**

| CRITÉRIOS DE INFORMAÇÃO SEM CONSTANTE | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **AR(P) MA(Q)** | **0** | **1** | **2** | **3** | **4** | **5** |
| **0** | | CIS=-4,941476<br>CIA=-4,944003 | **CIS=-4,947608**<br>**CIA=-4,952664** | CIS=-4,945351<br>CIA=-4,952937 | CIS=-4,942897<br>CIA=-4,953015 | CIS=-4,939117<br>CIA=-4,951770 |
| **1** | CIS=-4,941274<br>CIA=-4,943800 | **CIS=-4,946458**<br>**CIA=-4,951512** | CIS=-4,946981<br>CIA=-4,954565 | CIS=-4,943230<br>CIA=-4,953345 | CIS=-4,939488<br>CIA=-4,952136 | CIS=-4,935708<br>CIA=-4,950891 |
| **2** | CIS=-4,938030<br>CIA=-4,943082 | CIS=-4,945079<br>CIA=-4,952659 | CIS=-4,943650<br>CIA=-4,953761 | CIS=-4,939909<br>CIA=-4,952552 | CIS=-4,936085<br>CIA=-4,951263 | CIS=-4,936047<br>CIA=-4,953761 |
| **3** | CIS=-4,934671<br>CIA=-4,942249 | CIS=-4,941524<br>CIA=-4,951631 | CIS=-4,940336<br>CIA=-4,952975 | CIS=-4,936501<br>CIA=-4,951673 | CIS=-4,942234<br>CIA=-4,959941 | CIS=-4,932919<br>CIA=-4,953163 |
| **4** | CIS=-4,931311<br>CIA=-4,941415 | CIS=-4,938119<br>CIA=-4,950753 | CIS=-4,936927<br>CIA=-4,952094 | CIS=-4,933099<br>CIA=-4,950800 | CIS=-4,938780<br>CIA=-4,959017 | CIS=-4,928981<br>CIA=-4,951755 |
| **5** | CIS=-4,927972<br>CIA=-4,940601 | CIS=-4,934715<br>CIA=-4,949875 | CIS=-4,933541<br>CIA=-4,951236 | CIS=-4,929776<br>CIA=-4,950005 | CIS=-4,929768<br>CIA=-4,952534 | CIS=-4,932224<br>CIA=-4,957529 |

Fonte: Elaboração própria através de resultados obtidos pelo software E-Views

Entretanto, mesmo que o critério de informação tenha apontado para um modelo AR(2) a estimação do modelo demonstrou que a segunda defasagem não significante, ou seja, a segunda defasagem não é estatisticamente diferente de zero, pois seu valor da estatística t não superou o valor de 1,96. O valor desta estimação encontra-se na tabela abaixo.

**Tabela 30: Estimação do AR(2) para a série de preços da praça Rondonópolis**

Variável Dependente: DLOGRONDONOPOLIS
Método: Mínimos Quadrados Ordinários
Amostra(ajustada): 1/07/1988 9/11/1996
Observações Inclusas: 2265 depois de ajustados os pontos finais
Convergência alcançada após 3 interações

| Variável | Coeficiente | Desvio Padrão | Estatística - t | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | -0.043264 | 0.020921 | -2.068019 | 0.0388 |
| AR(2) | 0.010620 | 0.020914 | 0.507781 | 0.6117 |
| $R^2$ | 0.001909 | Variável Dependente - Média | | 0.000234 |
| $R^2$ Ajustado | 0.001468 | Desvio Padrão da Variável Dependente | | 0.020344 |
| Desvio Padrão da Regressão | 0.020329 | Critério de Informação de Akaike | | -4.952664 |
| Soma dos Quadrados dos Resíduos | 0.935217 | Critério de Informação de Schwarz | | -4.947608 |
| Probabilidade log | 5610.892 | Estatística Durbin-Watson | | 2.006030 |
| Raízes Invertidas AR | .08 | -.13 | | |

Fonte: Elaboração própria a partir do software E-Views

A tabela acima mostra que o termo de segunda defasagem do auto-regressivo não se mostrou significativo. Tendo este problema em vista foi preciso estimar os outros modelos que apresentassem significância em seus parâmetros e a partir de então verificar qual apresentasse o menor valor do critério de informação de Schwarz, afinal visa-se aqui a escolher o modelo mais parcimonioso. Nestas estimações chegou-se a dois modelos, um ARIMA (1,1,2) ou um modelo ARIMA (1,1,1). Como a metodologia de Box-Jenkins tem a característica de trabalhar com modelos mais parcimoniosos, optou-se por trabalhar com o ARIMA (1,1,1), pois este apresentou menor valor de critério de informação de Schwarz: CIS=-4,946458. A estimativa dos parâmetros para este modelo encontra-se na tabela abaixo:

**Tabela 31: Estimação do modelo ARIMA (1,1,1) para a série de preços da praça Rondonópolis**

Variável Dependente: DLOGRONDONOPOLIS
Método: Mínimos Quadrados Ordinários
Amostra(ajustada): 1/06/1988 9/11/1996
Observações Inclusas: 2266 depois de ajustados os pontos finais
Convergência alcançada após 10 interações
Anterior: 1/05/1988

| Variável | Coeficiente | Desvio Padrão | Estatística - t | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 0.675925 | 0.117555 | 5.749857 | 0.0000 |
| MA(1) | -0.698215 | 0.115003 | -6.071259 | 0.0000 |
| $R^2$ | 0.009958 | Variável Dependente - Média | | 0.000192 |
| $R^2$ Ajustado | 0.009521 | Desvio Padrão da Variável Dependente | | 0.020438 |
| Desvio Padrão da Regressão | 0.020341 | Critério de Informação de Akaike | | -4.951512 |
| Soma dos Quadrados dos Resíduos | 0.936709 | Critério de Informação de Schwarz | | -4.946458 |
| Probabilidade log | 5612.063 | Estatística Durbin-Watson | | 2.049649 |
| Raízes Invertidas AR | .68 | | | |
| Raízes Invertidas MA | .70 | | | |

Fonte: Elaboração própria a partir do software E-Views

A tabela acima mostra os parâmetros estimados para o modelo ARIMA (1,1,1). A tabela acima mostra que o modelo respeita a restrição de invertibilidade ao apresentar raízes menores que 1. O modelo encontra-se sem intercepto, pois este mostrou-se insignificante. Uma próxima etapa a ser realizada é verificar estes parâmetros, ou seja, a etapa de checagem de diagnóstico. Para isto é apresentada abaixo uma tabela com a análise dos resíduos e a estatística Q.

**Gráfico 16: Correlograma do modelo ARIMA (1,1,1) para a série de preços da praça Rondonópolis**

Amostra: 1/06/1988 9/11/1996
Observações Inclusas: 2266
Estatística-Q probabilidades ajustado for 2 Termos ARMA

| Autocorrelação | Autocorrelação Parcial | | AC | PAC | Estat-Q | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| \| \| | \| \| | 1 | -0.027 | -0.027 | 1.6068 | |
| \| \| | \| \| | 2 | 0.023 | 0.022 | 2.7824 | |
| \| \| | \| \| | 3 | 0.014 | 0.016 | 3.2483 | 0.071 |
| \| \| | \| \| | 4 | 0.011 | 0.011 | 3.5083 | 0.173 |
| \| \| | \| \| | 5 | 0.012 | 0.012 | 3.8146 | 0.282 |
| \| \| | \| \| | 6 | -0.006 | -0.006 | 3.8859 | 0.422 |
| \| \| | \| \| | 7 | -0.047 | -0.048 | 8.8427 | 0.116 |
| \| \| | \| \| | 8 | 0.030 | 0.028 | 10.914 | 0.091 |
| \| \| | \| \| | 9 | 0.024 | 0.028 | 12.252 | 0.093 |
| \| \| | \| \| | 10 | 0.034 | 0.035 | 14.847 | 0.062 |
| \| \| | \| \| | 11 | 0.046 | 0.047 | 19.598 | 0.021 |
| \| \| | \| \| | 12 | -0.005 | -0.005 | 19.663 | 0.033 |
| \| \| | \| \| | 13 | 0.028 | 0.023 | 21.486 | 0.029 |
| \| \| | \| \| | 14 | 0.052 | 0.049 | 27.573 | 0.006 |
| *\| \| | \| \| | 15 | -0.058 | -0.056 | 35.296 | 0.001 |
| \| \| | \| \| | 16 | 0.021 | 0.017 | 36.345 | 0.001 |
| \| \| | \| \| | 17 | 0.018 | 0.022 | 37.086 | 0.001 |
| \| \| | \| \| | 18 | 0.017 | 0.019 | 37.762 | 0.002 |
| \| \| | \| \| | 19 | -0.009 | -0.014 | 37.955 | 0.002 |
| \| \| | \| \| | 20 | 0.002 | 0.001 | 37.966 | 0.004 |
| \| \| | \| \| | 21 | -0.016 | -0.018 | 38.567 | 0.005 |
| \| \| | \| \| | 22 | 0.036 | 0.024 | 41.589 | 0.003 |
| \| \| | \| \| | 23 | 0.009 | 0.012 | 41.767 | 0.005 |
| \| \| | \| \| | 24 | 0.008 | 0.006 | 41.926 | 0.006 |
| \| \| | \| \| | 25 | 0.010 | 0.009 | 42.173 | 0.009 |
| \| \| | \| \| | 26 | -0.001 | -0.001 | 42.175 | 0.012 |
| \| \| | \| \| | 27 | 0.001 | -0.008 | 42.177 | 0.017 |
| \| \| | \| \| | 28 | -0.002 | -0.006 | 42.187 | 0.023 |
| \| \| | \| \| | 29 | -0.004 | 0.003 | 42.231 | 0.031 |
| \| \| | \| \| | 30 | 0.018 | 0.014 | 43.006 | 0.035 |
| \| \| | \| \| | 31 | 0.009 | 0.010 | 43.211 | 0.044 |
| \| \| | \| \| | 32 | 0.019 | 0.019 | 44.020 | 0.047 |
| \| \| | \| \| | 33 | 0.055 | 0.054 | 50.978 | 0.013 |
| \| \| | \| \| | 34 | 0.028 | 0.027 | 52.822 | 0.012 |
| \| \| | \| \| | 35 | -0.025 | -0.029 | 54.207 | 0.011 |
| \| \| | \| \| | 36 | 0.006 | -0.004 | 54.289 | 0.015 |

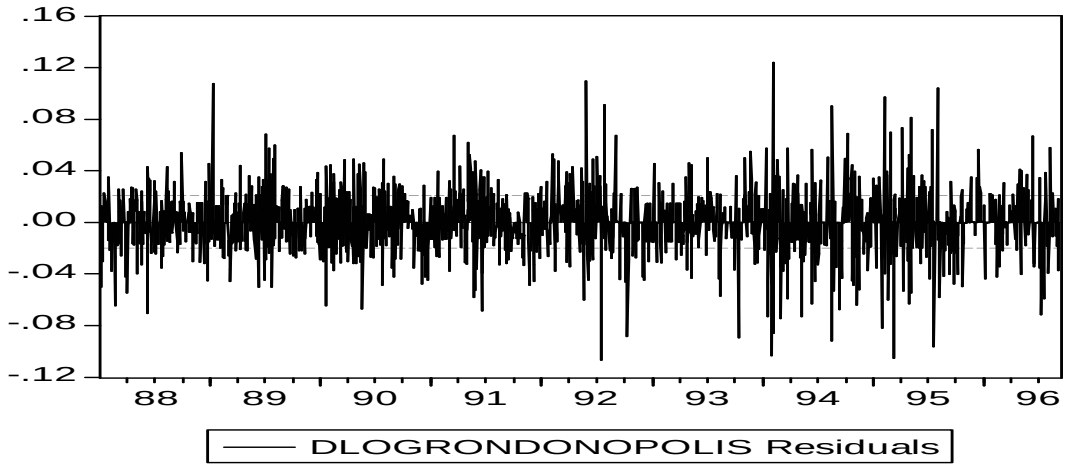
Fonte: Elaboração própria a partir do software E-Views

Assim como mostrado anteriormente para a série do indicador CEPEA/Esalq – Paraná, os valores apresentados pelas funções de autocorrelação e autocorrelação parcial são pequenos, assim como os valores obtidos pela estatística Q e, portanto são estatisticamente iguais a zero, pois não se pode rejeitar a hipótese de que os valores

encontrados são iguais a zero. Conforme já havia ocorrido com a série anterior, a análise dos resíduos indica que o modelo escolhido ajusta-se bem ao processo gerador dos dados e possuem comportamento de ruído branco.

Abaixo se encontra o gráfico que indica o comportamento dos resíduos do modelo ARIMA (1,1,1) trabalhado

**Gráfico 17: Comportamento dos resíduos do modelo ARIMA(1,1,1) da série de preços da praça Rondonópolis**




Fonte: Elaboração própria através do software E-Views

Uma vez escolhido o modelo que melhor se ajusta ao processo gerador dos dados, deve-se partir para a etapa de previsão. Assim como no caso anterior, nestas previsões devem-se fazer as transformações necessárias para que se tenha o resultado aplicável.

A tabela abaixo mostra os valores adquiridos através do modelo ARIMA (1,1,1) para a série de preços da praça Rondonópolis. Também é apresentada uma comparação com os valores efetivamente realizados.

**Tabela 32: Comparação entre valores previstos pelo modelo ARIMA (1,1,1) e realizados para a série Rondonópolis**

| Data | Valores Previstos | Valores Realizados | Diferença entre Previsto x Realizado | Diferença Relativa |
|---|---|---|---|---|
| 2/1/2007 | R$ 29,00 | R$ 29,00 | R$ 0,00 | -0,01% |
| 3/1/2007 | R$ 27,00 | R$ 27,00 | R$ 0,00 | -0,01% |
| 4/1/2007 | R$ 27,04 | R$ 27,00 | R$ 0,04 | 0,15% |
| 5/1/2007 | R$ 27,03 | R$ 27,00 | R$ 0,03 | 0,11% |
| 8/1/2007 | R$ 26,52 | R$ 26,50 | R$ 0,02 | 0,08% |
| 9/1/2007 | R$ 25,02 | R$ 25,00 | R$ 0,02 | 0,09% |
| 10/1/2007 | R$ 25,05 | R$ 25,00 | R$ 0,05 | 0,20% |
| 11/1/2007 | R$ 25,03 | R$ 25,00 | R$ 0,03 | 0,14% |
| 12/1/2007 | R$ 25,02 | R$ 25,00 | R$ 0,02 | 0,10% |
| 15/1/2007 | R$ 25,52 | R$ 25,50 | R$ 0,02 | 0,07% |
| 16/1/2007 | R$ 25,50 | R$ 25,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 17/1/2007 | R$ 26,50 | R$ 26,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 18/1/2007 | R$ 26,48 | R$ 26,50 | -R$ 0,02 | -0,08% |
| 19/1/2007 | R$ 25,98 | R$ 26,00 | -R$ 0,02 | -0,06% |
| 22/1/2007 | R$ 26,00 | R$ 26,00 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 23/1/2007 | R$ 26,00 | R$ 26,00 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 24/1/2007 | R$ 26,00 | R$ 26,00 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 25/1/2007 | R$ 26,00 | R$ 26,00 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 26/1/2007 | R$ 25,00 | R$ 25,00 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 29/1/2007 | R$ 25,02 | R$ 25,00 | R$ 0,02 | 0,09% |
| 30/1/2007 | R$ 25,02 | R$ 25,00 | R$ 0,02 | 0,06% |
| 31/1/2007 | R$ 26,51 | R$ 26,50 | R$ 0,01 | 0,04% |
| 1/2/2007 | R$ 26,27 | R$ 26,30 | -R$ 0,03 | -0,10% |
| 2/2/2007 | R$ 26,29 | R$ 26,30 | -R$ 0,01 | -0,05% |
| 5/2/2007 | R$ 26,49 | R$ 26,50 | -R$ 0,01 | -0,04% |
| 6/2/2007 | R$ 26,49 | R$ 26,50 | -R$ 0,01 | -0,04% |
| 7/2/2007 | R$ 26,49 | R$ 26,50 | -R$ 0,01 | -0,03% |
| 8/2/2007 | R$ 26,19 | R$ 26,20 | -R$ 0,01 | -0,02% |
| 9/2/2007 | R$ 26,80 | R$ 26,80 | R$ 0,00 | 0,01% |
| 12/2/2007 | R$ 26,79 | R$ 26,80 | -R$ 0,01 | -0,04% |
| 13/2/2007 | R$ 26,79 | R$ 26,80 | -R$ 0,01 | -0,03% |
| 14/2/2007 | R$ 26,79 | R$ 26,80 | -R$ 0,01 | -0,02% |
| 15/2/2007 | R$ 26,80 | R$ 26,80 | R$ 0,00 | -0,01% |
| 16/2/2007 | R$ 27,00 | R$ 27,00 | R$ 0,00 | -0,01% |
| 21/2/2007 | R$ 26,69 | R$ 26,70 | -R$ 0,01 | -0,02% |
| 22/2/2007 | R$ 27,00 | R$ 27,00 | R$ 0,00 | 0,01% |
| 23/2/2007 | R$ 26,99 | R$ 27,00 | -R$ 0,01 | -0,02% |
| 26/2/2007 | R$ 27,00 | R$ 27,00 | R$ 0,00 | -0,01% |
| 27/2/2007 | R$ 26,50 | R$ 26,50 | R$ 0,00 | -0,01% |
| 28/2/2007 | R$ 27,01 | R$ 27,00 | R$ 0,01 | 0,04% |
| 1/3/2007 | R$ 26,00 | R$ 26,00 | R$ 0,00 | -0,02% |
| 2/3/2007 | R$ 26,02 | R$ 26,00 | R$ 0,02 | 0,07% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| continuação | | | | |
| 5/3/2007 | R$ 25,51 | R$ 25,50 | R$ 0,01 | 0,05% |
| **Média** | **R$ 26,28** | **R$ 26,28** | **R$ 0,00** | **0,01%** |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados gerados pelo software E-Views

Os dados expostos pela tabela acima mostra que praticamente não houve erro na previsão do modelo ARIMA(1,1,1) para a série de preços Rondonópolis. As previsões se aproximaram muito das observações efetivamente realizadas e o erro médio foi de 0,01%, ou seja, pouco significante.

## 5.3 Resultados do Modelo ARIMA para a Série Uberlândia

Para a série de preços da praça Uberlândia realizaram-se os mesmos procedimentos já demonstrados anteriormente para o indicador CEPEA/Esalq – Paraná e para a praça Rondonópolis. Para a série de preços de Uberlândia encontrou-se que a série para se tornar estacionária deveria ser diferenciada uma vez, tornando integrada de ordem 1, isto é, I(1). O teste de raiz unitária, assim como nas séries anteriores, demonstrou que tanto a tendência como a constante não são significativas e que com a série em nível não se pode rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária. Com a série diferenciada o teste de raiz unitária rejeitou a hipótese de raiz unitária e também não demonstrou significância para os parâmetros tendência e constante.

Cumprida a primeira exigência (estacionariedade) pode-se partir para a aplicação da metodologia Box-Jenkins e sua primeira etapa: a identificação do modelo. Para a identificação do modelo usaram-se, da mesma forma anterior, as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial. Nesta etapa de identificação também foram usados os critérios de informação de Schwarz e Akaike. A opção de escolha ficou pelo menor valor encontrado pelo critério de informação de Schwarz, já que este critério tende a escolher modelos mais parcimoniosos. Os resultados encontrados pelos critérios de informação mencionados encontram-se na tabela abaixo:

**Tabela 33: Resultado dos Critérios de Informação para a série de preços da praça Uberlândia**

| CRITÉRIOS DE INFORMAÇÃO SEM CONSTANTE | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **AR(P)/ MA(Q)** | **0** | **1** | **2** | **3** | **4** | **5** |
| **0** | | CIS=-5,053908<br>CIA=-5,058694 | CIS=-5,050496<br>CIA=-5,060076 | CIS=-5,044515<br>CIA=-5,058895 | CIS=-5,039283<br>CIA=-5,058472 | CIS=-5,034131<br>CIA=-5,058136 |
| **1** | **CIS=-5,054885**<br>**CIA=-5,059667** | CIS=-5,047753<br>CIA=-5,057325 | CIS=-5,044746<br>CIA=-5,059115 | CIS=-5,038186<br>CIA=-5,057360 | CIS=-5,035238<br>CIA=-5,059224 | CIS=-5,028603<br>CIA=-5,057408 |
| **2** | CIS=-5,050167<br>CIA=-5,059732 | CIS=-5,044625<br>CIA=-5,058984 | **CIS=-5,049275**<br>**CIA=-5,068435** | CIS=-5,035020<br>CIA=-5,058987 | CIS=-5,028576<br>CIA=-5,057359 | CIS=-5,021791<br>CIA=-5,055398 |
| **3** | CIS=-5,045127<br>CIA=-5,059474 | CIS=-5,037998<br>CIA=-5,057143 | CIS=-5,032442<br>CIA=-5,056391 | CIS=-5,036850<br>CIA=-5,065611 | CIS=-5,021858<br>CIA=-5,055438 | CIS=-5,025164<br>CIA=-5,063571 |
| **4** | CIS=-5,038634<br>CIA=-5,057763 | CIS=-5,031155<br>CIA=-5,055086 | CIS=-5,027176<br>CIA=-5,055915 | CIS=-5,020160<br>CIA=-5,053715 | CIS=-5,031996<br>CIA=-5,070374 | CIS=-5,027573<br>CIA=-5,070782 |
| **5** | CIS=-5,031923<br>CIA=-5,055835 | CIS=-5,024964<br>CIA=-5,053681 | CIS=-5,021427<br>CIA=-5,054956 | CIS=-5,027805<br>CIA=-5,066153 | CIS=-5,027163<br>CIA=-5,070338 | CIS=-5,024791<br>CIA=-5,072801 |

Fonte: Elaboração própria através de resultados obtidos pelo software E-Views

Através dos resultados dos critérios de informação mostrados na tabela acima, conseguiu-se identificar que o modelo que melhor ajusta ao processo gerador dos dados para série de Uberlândia seria um modelo de médias móveis de primeira ordem, isto é, um MA(1).

Uma vez cumprida a etapa de identificação tem-se que partir para a etapa de estimação do parâmetro de média móvel encontrado. A estimação do referido modelo encontra-se na tabela abaixo:

**Tabela 34: Estimação do modelo MA(1) da série de preços da praça Uberlândia**

Variável Dependente: DLOGUBERLANDIA
Método: Mínimos Quadrados Ordinários
Amostra(ajustada): 3/27/2003 3/12/2007
Observações Inclusas: 1033 depois de ajustados os pontos finais
Convergência alcançada após 6 interações
Anterior: 3/26/2003

| Variável | Coeficiente | Desvio Padrão | Estatística - t | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| MA(1) | 0.006410 | 0.031128 | 0.205932 | 0.8369 |
| $R^2$ | -0.000032 | Variável Dependente - Média | | -0.000161 |
| $R^2$ Ajustado | -0.000032 | Desvio Padrão da Variável Dependente | | 0.019269 |
| Desvio Padrão da Regressão | 0.019269 | Critério de Informação de Akaike | | -5.059667 |
| Soma dos Quadrados dos Resíduos | 0.383177 | Critério de Informação de Schwarz | | -5.054885 |
| Probabilidade log | 2614.318 | Estatística Durbin-Watson | | 2.000560 |
| Raízes Invertidas MA | -.01 | | | |

Fonte: Elaboração própria a partir do software E-Views

Através da etapa de estimação percebeu-se que o modelo identificado pelo critério de informação não é o adequado, pois, os parâmetros estimados não são estatisticamente diferentes de zero. Partiu-se, portanto, para a estimação de outros modelos que apresentassem parâmetros estatisticamente diferentes de zero e dentre estes escolheu-se aquele que apresentou o menor valor para o critério de informação de Schwarz como forma de escolher o modelo mais parcimonioso. Desta maneira, o modelo selecionado foi um ARIMA(2,1,2) em que o valor do critério de informação conforme tabela 31, é de CIS=-5,049275 e encontra-se sublinhado na tabela.

Os valores estimados para os parâmetros neste modelo encontram-se na tabela abaixo:

**Tabela 35: Estimação do modelo ARIMA(2,1,2) da série de preços da praça Uberlândia**

Variável Dependente: DLOGUBERLANDIA
Método: Mínimos Quadrados Ordinários
Amostra(ajustada): 3/31/2003 3/12/2007
Observações Inclusas: 1031 depois de ajustados os pontos finais
Convergência alcançada após 48 interações
Anterior: 3/27/2003 3/28/2003

| Variável | Coeficiente | Desvio Padrão | Estatística - t | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 1.136148 | 0.002687 | 422.9044 | 0.0000 |
| AR(2) | -0.997401 | 0.002269 | -439.6385 | 0.0000 |
| MA(1) | -1.136306 | 0.005454 | -208.3548 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.994759 | 0.005202 | 191.2423 | 0.0000 |
| $R^2$ | 0.014090 | Variável Dependente - Média | | -0.000132 |
| $R^2$ Ajustado | 0.011210 | Desvio Padrão da Variável Dependente | | 0.019265 |
| Desvio Padrão da Regressão | 0.019157 | Critério de Informação de Akaike | | -5.068435 |
| Soma dos Quadrados dos Resíduos | 0.376896 | Critério de Informação de Schwarz | | -5.049275 |
| Probabilidade log | 2616.778 | Estatística Durbin-Watson | | 2.004120 |
| Raízes Invertidas AR | .57+.82i | .57 -.82i | | |
| Raízes Invertidas MA | .57+.82i | .57 -.82i | | |

Fonte: Elaboração própria a partir do software E-Views

A tabela acima mostra que os valores estimados para os parâmetros do modelo são estatisticamente diferentes de zero, pois seus valores da estatística t são superiores ao valor de 1,96 (valor limite de não rejeição da hipótese de que os parâmetros são estatisticamente iguais a zero). A tabela indica-nos também que o modelo gerado respeita a segunda restrição da metodologia Box-Jenkins, a invertibilidade, pois, as raízes não são menores que 1.

A etapa posterior a estimação dos parâmetros é a realização da checagem de diagnóstico, ou seja, verificar se os valores estimados para o modelo realmente ajustam-se ao processo gerador dos dados. Para esta etapa é aplicado o teste de diagnóstico dos resíduos e para isto é aplicada a estatística Q de maneira a identificar se os resíduos comportam-se ou não como ruído branco. O resultado do teste da estatística Q é demonstrado no gráfico abaixo:

**Gráfico 18: Correlograma do modelo ARIMA(2,1,2) da série de preços da praça Uberlândia**

Amostra: 3/31/2003 3/12/2007
Observações Inclusas: 1031
Estatística-Q probabilidades ajustado para 4 termos do ARMA

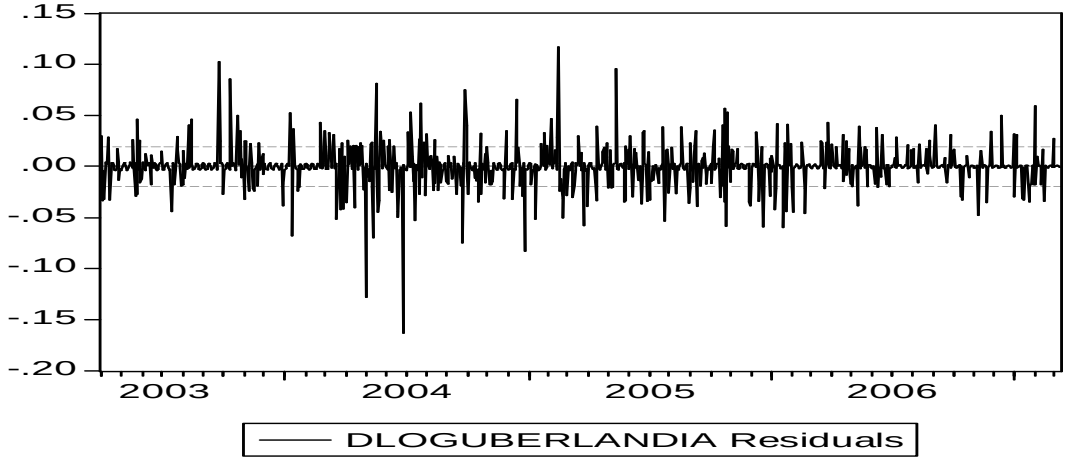
| Autocorrelação | Autocorrelação Parcial | | AC | PAC | Estat-Q | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| .\| \| | .\| \| | 1 | -0.002 | -0.002 | 0.0047 | |
| .\| \| | .\| \| | 2 | -0.035 | -0.035 | 1.2881 | |
| .\| \| | .\| \| | 3 | -0.028 | -0.028 | 2.1058 | |
| .\| \| | .\| \| | 4 | -0.006 | -0.007 | 2.1431 | |
| .\| \| | .\| \| | 5 | -0.006 | -0.008 | 2.1832 | 0.140 |
| .\| \| | .\| \| | 6 | 0.019 | 0.018 | 2.5732 | 0.276 |
| .\| \| | .\| \| | 7 | -0.020 | -0.021 | 2.9808 | 0.395 |
| .\| \| | .\| \| | 8 | -0.004 | -0.003 | 2.9942 | 0.559 |
| .\| \| | .\| \| | 9 | -0.040 | -0.040 | 4.6418 | 0.461 |
| .\| \| | .\| \| | 10 | 0.007 | 0.005 | 4.6889 | 0.584 |
| .\| \| | .\| \| | 11 | 0.009 | 0.006 | 4.7785 | 0.687 |
| .\| \| | .\| \| | 12 | 0.026 | 0.024 | 5.4853 | 0.705 |
| .\|* \| | .\|* \| | 13 | 0.070 | 0.072 | 10.607 | 0.304 |
| .\| \| | .\| \| | 14 | -0.044 | -0.042 | 12.619 | 0.246 |
| .\| \| | .\| \| | 15 | 0.041 | 0.050 | 14.420 | 0.211 |
| .\| \| | .\| \| | 16 | -0.032 | -0.033 | 15.490 | 0.216 |
| .\| \| | .\| \| | 17 | -0.025 | -0.024 | 16.168 | 0.240 |
| .\| \| | .\| \| | 18 | -0.029 | -0.031 | 17.031 | 0.255 |
| *\| \| | *\| \| | 19 | -0.059 | -0.065 | 20.667 | 0.148 |
| .\| \| | .\| \| | 20 | 0.030 | 0.033 | 21.615 | 0.156 |
| .\| \| | .\| \| | 21 | -0.024 | -0.034 | 22.232 | 0.176 |
| .\| \| | .\| \| | 22 | 0.025 | 0.033 | 22.880 | 0.195 |
| .\| \| | .\| \| | 23 | -0.018 | -0.026 | 23.239 | 0.227 |
| .\| \| | .\| \| | 24 | -0.043 | -0.042 | 25.228 | 0.193 |
| .\| \| | .\| \| | 25 | 0.031 | 0.027 | 26.231 | 0.198 |
| .\| \| | .\| \| | 26 | -0.009 | -0.025 | 26.319 | 0.238 |
| .\| \| | .\| \| | 27 | -0.010 | -0.003 | 26.418 | 0.282 |
| .\| \| | .\| \| | 28 | -0.032 | -0.048 | 27.507 | 0.281 |
| .\| \| | .\| \| | 29 | -0.032 | -0.018 | 28.622 | 0.280 |
| .\| \| | .\| \| | 30 | 0.023 | 0.021 | 29.199 | 0.302 |
| .\| \| | .\| \| | 31 | 0.020 | 0.022 | 29.641 | 0.331 |
| .\| \| | .\| \| | 32 | 0.009 | 0.017 | 29.725 | 0.376 |
| .\| \| | .\| \| | 33 | 0.028 | 0.017 | 30.554 | 0.387 |
| .\| \| | .\| \| | 34 | 0.028 | 0.045 | 31.369 | 0.397 |
| .\| \| | .\| \| | 35 | -0.016 | -0.030 | 31.648 | 0.434 |
| .\| \| | .\| \| | 36 | -0.052 | -0.044 | 34.548 | 0.347 |

Fonte: Elaboração própria a partir do software E-Views

O correlograma da série de preços de Uberlândia apresentou comportamento semelhante ao já apresentado para as duas séries anteriormente trabalhadas. Nota-se que os valores indicam que o modelo ARIMA (2,1,2) escolhido ajusta-se ao processo gerador dos

dados e os resíduos gerados possuem comportamento de ruído branco. Para comprovar encontra-se abaixo o gráfico dos resíduos gerados pelo modelo.

**Gráfico 19: Comportamento dos resíduos do modelo ARIMA (2,1,2) da série de preços da praça Uberlândia**




Fonte: Elaboração própria através do software E-Views

O modelo escolhido para a previsão de preços da série da praça Uberlândia foi o ARIMA (2,1,2) e os resultados obtidos através deste modelo são apresentados na tabela abaixo.

**Tabela 36: Comparação entre valores previstos pelo modelo ARIMA (2,1,2) e realizados para a série Uberlândia**

| Data | Valores Previstos | Valores Realizados | Diferença entre Previsto x Realizado | Diferença Relativa |
|---|---|---|---|---|
| 2/1/2007 | R$ 30,97 | R$ 31,00 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 3/1/2007 | R$ 31,00 | R$ 31,00 | R$ 1,53 | 5,19% |
| 4/1/2007 | R$ 31,03 | R$ 29,50 | R$ 1,54 | 5,22% |
| 5/1/2007 | R$ 31,04 | R$ 29,50 | R$ 1,51 | 5,12% |
| 8/1/2007 | R$ 31,01 | R$ 29,50 | R$ 0,98 | 3,27% |
| 9/1/2007 | R$ 30,98 | R$ 30,00 | -R$ 0,54 | -1,80% |
| 10/1/2007 | R$ 29,46 | R$ 30,00 | -R$ 0,52 | -1,73% |
| 11/1/2007 | R$ 29,48 | R$ 30,00 | -R$ 0,48 | -1,60% |
| 12/1/2007 | R$ 29,52 | R$ 30,00 | R$ 0,04 | 0,13% |
| 15/1/2007 | R$ 30,04 | R$ 30,00 | R$ 0,03 | 0,10% |
| 16/1/2007 | R$ 30,03 | R$ 30,00 | -R$ 0,01 | -0,03% |
| 17/1/2007 | R$ 29,99 | R$ 30,00 | R$ 0,96 | 3,31% |
| 18/1/2007 | R$ 29,96 | R$ 29,00 | R$ 0,96 | 3,31% |
| 19/1/2007 | R$ 29,96 | R$ 29,00 | R$ 1,00 | 3,45% |
| 22/1/2007 | R$ 30,00 | R$ 29,00 | R$ 1,03 | 3,55% |
| 23/1/2007 | R$ 30,03 | R$ 29,00 | -R$ 0,96 | -3,20% |
| 24/1/2007 | R$ 29,04 | R$ 30,00 | -R$ 0,99 | -3,30% |
| 25/1/2007 | R$ 29,01 | R$ 30,00 | -R$ 1,02 | -3,40% |
| 26/1/2007 | R$ 28,98 | R$ 30,00 | -R$ 1,04 | -3,47% |
| 29/1/2007 | R$ 28,96 | R$ 30,00 | -R$ 0,02 | -0,07% |
| 30/1/1900 | R$ 29,98 | R$ 30,00 | R$ 0,02 | 0,07% |
| 31/1/1900 | R$ 30,02 | R$ 30,00 | R$ 0,03 | 0,10% |
| 1/2/2007 | R$ 30,03 | R$ 30,00 | R$ 0,02 | 0,07% |
| 2/2/2007 | R$ 30,02 | R$ 30,00 | -R$ 0,01 | -0,03% |
| 5/2/2007 | R$ 29,99 | R$ 30,00 | -R$ 0,03 | -0,10% |
| 6/2/2007 | R$ 29,97 | R$ 30,00 | -R$ 0,03 | -0,10% |
| 7/2/2007 | R$ 29,97 | R$ 30,00 | -R$ 1,50 | -4,76% |
| 8/2/2007 | R$ 30,00 | R$ 31,50 | -R$ 1,47 | -4,67% |
| 9/2/2007 | R$ 30,03 | R$ 31,50 | -R$ 1,47 | -4,67% |
| 12/2/2007 | R$ 30,03 | R$ 31,50 | -R$ 1,49 | -4,73% |
| 13/2/2007 | R$ 30,01 | R$ 31,50 | -R$ 0,02 | -0,06% |
| 14/2/2007 | R$ 31,48 | R$ 31,50 | -R$ 0,04 | -0,13% |
| 15/2/2007 | R$ 31,46 | R$ 31,50 | -R$ 0,02 | -0,06% |
| 16/2/2007 | R$ 31,48 | R$ 31,50 | R$ 0,01 | 0,03% |
| 19/2/2007 | R$ 31,51 | R$ 31,50 | R$ 0,03 | 0,10% |
| 20/2/2007 | R$ 31,53 | R$ 31,50 | R$ 0,03 | 0,10% |
| 21/2/2007 | R$ 31,53 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 22/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | -R$ 0,03 | -0,10% |
| 23/2/2007 | R$ 31,47 | R$ 31,50 | -R$ 0,03 | -0,10% |
| 26/2/2007 | R$ 31,47 | R$ 31,50 | -R$ 1,01 | -3,11% |
| 27/2/2007 | R$ 31,49 | R$ 32,50 | R$ 0,02 | 0,06% |
| 28/2/2007 | R$ 31,52 | R$ 31,50 | R$ 0,03 | 0,10% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| continuação | | | | |
| 1/3/2007 | R$ 31,53 | R$ 31,50 | -R$ 0,98 | -3,02% |
| 2/3/2007 | R$ 31,52 | R$ 32,50 | -R$ 0,02 | -0,06% |
| 5/3/2007 | R$ 32,48 | R$ 32,50 | -R$ 1,04 | -3,20% |
| 6/3/2007 | R$ 31,46 | R$ 32,50 | -R$ 1,02 | -3,14% |
| 7/3/2007 | R$ 31,48 | R$ 32,50 | R$ 0,01 | 0,03% |
| 8/3/2007 | R$ 32,51 | R$ 32,50 | R$ 0,04 | 0,12% |
| 9/3/2007 | R$ 32,54 | R$ 32,50 | R$ 1,03 | 3,27% |
| 12/3/2007 | R$ 32,53 | R$ 31,50 | R$ 1,00 | 3,17% |
| 13/3/2007 | R$ 32,50 | R$ 31,50 | R$ 0,97 | 3,08% |
| 14/3/2007 | R$ 32,47 | R$ 31,50 | R$ 1,97 | 6,46% |
| 15/3/2007 | R$ 32,47 | R$ 30,50 | R$ 0,99 | 3,25% |
| 16/3/2007 | R$ 31,49 | R$ 30,50 | R$ 1,03 | 3,38% |
| 19/3/2007 | R$ 31,53 | R$ 30,50 | R$ 1,04 | 3,41% |
| 20/3/2007 | R$ 31,54 | R$ 30,50 | R$ 0,52 | 1,73% |
| 21/3/2007 | R$ 30,52 | R$ 30,00 | R$ 1,48 | 5,10% |
| 22/3/2007 | R$ 30,48 | R$ 29,00 | R$ 1,97 | 6,91% |
| 23/3/2007 | R$ 30,47 | R$ 28,50 | R$ 2,48 | 8,86% |
| 26/3/2007 | R$ 30,48 | R$ 28,00 | R$ 2,01 | 7,18% |
| 27/3/2007 | R$ 30,01 | R$ 28,00 | R$ 1,03 | 3,68% |
| 28/3/2007 | R$ 29,03 | R$ 28,00 | R$ 1,03 | 3,75% |
| 29/3/2007 | R$ 28,53 | R$ 27,50 | -R$ 1,20 | -4,11% |
| 30/3/2007 | R$ 28,00 | R$ 29,20 | -R$ 0,72 | -2,51% |
| 2/4/2007 | R$ 27,98 | R$ 28,70 | -R$ 1,03 | -3,55% |
| 3/4/2007 | R$ 27,97 | R$ 29,00 | -R$ 1,51 | -5,21% |
| 4/4/2007 | R$ 27,49 | R$ 29,00 | R$ 0,22 | 0,76% |
| 5/4/2007 | R$ 29,22 | R$ 29,00 | -R$ 0,27 | -0,93% |
| 6/4/2007 | R$ 28,73 | R$ 29,00 | R$ 0,01 | 0,03% |
| 9/4/2007 | R$ 29,01 | R$ 29,00 | R$ 0,49 | 1,72% |
| 10/4/2007 | R$ 28,99 | R$ 28,50 | -R$ 0,03 | -0,10% |
| 11/4/2007 | R$ 28,97 | R$ 29,00 | -R$ 0,02 | -0,07% |
| 12/4/2007 | R$ 28,98 | R$ 29,00 | R$ 1,01 | 3,61% |
| 13/4/2007 | R$ 29,01 | R$ 28,00 | R$ 0,53 | 1,89% |
| 16/4/2007 | R$ 28,53 | R$ 28,00 | R$ 1,02 | 3,64% |
| 17/4/2007 | R$ 29,02 | R$ 28,00 | R$ 1,00 | 3,57% |
| 18/4/2007 | R$ 29,00 | R$ 28,00 | -R$ 0,02 | -0,07% |
| 19/4/2007 | R$ 27,98 | R$ 28,00 | -R$ 0,03 | -0,11% |
| 20/4/2007 | R$ 27,97 | R$ 28,00 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 23/4/2007 | R$ 28,00 | R$ 28,00 | R$ 0,02 | 0,07% |
| 24/4/2007 | R$ 28,02 | R$ 28,00 | R$ 0,03 | 0,11% |
| 25/4/2007 | R$ 28,03 | R$ 28,00 | R$ 0,01 | 0,04% |
| 26/4/2007 | R$ 28,01 | R$ 28,00 | -R$ 0,82 | -2,85% |
| 27/4/2007 | R$ 27,98 | R$ 28,80 | -R$ 0,83 | -2,88% |
| 30/4/2007 | R$ 27,97 | R$ 28,80 | -R$ 0,82 | -2,85% |
| 2/5/2007 | R$ 27,98 | R$ 28,80 | -R$ 0,79 | -2,74% |
| 3/5/2007 | R$ 28,01 | R$ 28,80 | R$ 0,03 | 0,10% |
| 4/5/2007 | R$ 28,83 | R$ 28,80 | R$ 0,02 | 0,07% |
| 7/5/2007 | R$ 28,82 | R$ 28,80 | R$ 0,07 | 0,23% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| continuação | | | | |
| **Média** | **R$ 30,00** | **R$ 29,93** | **R$ 0,10** | **0,38%** |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados gerados pelo software E-Views

O modelo apresentou-se, para a série de preços da praça Uberlândia, ligeiramente menos eficaz para as previsões em relação às duas praças anteriores. Entretanto, as previsões geradas pelo modelo ARIMA (2,1,2) para esta série também foram robustas e na média apresentaram uma ligeira tendência em superestimar os valores previstos. A tabela acima mostra que o modelo apresentou previsões em média 0,38% maiores que os valores realizados. Entretanto, este desvio também é pequeno e o modelo se mostrou satisfatório.

## 5.4 Resultados da Técnica do Alisamento Exponencial

### 5.4.1 Análise dos Resultados para a Técnica do Alisamento Exponencial

#### 5.4.1.1 Resultados para o Indicador CEPEA/Esalq - Paraná

Ao longo deste capítulo serão analisados os resultados obtidos nos testes para cada uma das séries trabalhadas. Para a série de indicador CEPEA/Esalq – Paraná, a análise gráfica indicou a presença de uma tendência linear. Este fato pode indicar que deve-se utilizar um método que seja compatível com a presença deste componente. Sendo assim, poder-se-ia utilizar apenas o método do alisamento exponencial duplo ou o método Não Sazonal de Holt-Winters, entretanto, também foram realizados testes com o modelo de alisamento exponencial simples, uma vez que é um modelo mais parcimonioso.

A partir destas considerações partiu-se para a estimação do modelo exponencial e para a previsão de preços nas séries trabalhadas. O método que apresentou pior resultado de previsão foi o método do alisamento exponencial duplo. Este método apresentou erros muito altos de previsão e tendeu a apresentar previsões de preços negativos.

Desta maneira, seguiu-se para a estimação do método do alisamento exponencial

simples e do método não sazonal de Holt-Winters. O método de Holt-Winters apresentou resultados satisfatórios e também o menor valor para a soma do quadrado dos resíduos. Os resultados obtidos através do método de alisamento exponencial não sazonal de Holt-Winters são mostrados abaixo.

**Tabela 37: Resultados da estimação do modelo de alisamento exponencial não sazonal de Holt-Winters**

Amostra: 1/02/1997 9/14/2005
Observações Inclusas: 2270
Método: Holt-Winters Não Sazonal
Série Original: CEPEA
Série Prevista: HOLTWINCEPEA

| | | |
|---|---|---|
| Parâmetros: | Alfa | 1,0000 |
| | Beta | 0.0300 |
| Soma dos Quadrados dos Resíduos | | 368,0426 |
| Raiz do Erro Quadrático Médio | | 0,402658 |
| Nível de Final de Período: | Média | 32,26000 |
| | Tendência | 0,004178 |

Fonte: Elaboração própria através do software E-Views

A estimação do modelo mostrou que o parâmetro alfa possui um valor de 1 enquanto o parâmetro beta possui um valor de 0,03.

O método não sazonal de Holt-Winters foi o que apresentou menor valor para a soma do quadrado dos resíduos (368,0426), entretanto, a previsão obtida através do método de Holt-Winters não foi a que mais se aproximou dos valores realizados. O método do alisamento exponencial simples demonstrou maior eficácia na previsão. Para a realização da previsão deste modelo foi utilizada a metodologia de previsão “fora da amostra” já descrita anteriormente.

O método não sazonal de Holt-Winters mostrou tendência em superestimar os valores previstos, visto que os valores previstos foram em média 1,24% menores que os valores realizados no ano de 2007. Para a estimação dos parâmetros utilizou-se a série até a observação referente à 29/12/2006 e realizou-se a previsão até o início de março de 2007.

Os dados obtidos com a previsão pelo método não sazonal de Holt-Winters e sua

comparação com os valores efetivamente realizados são mostrados na tabela abaixo:

**Tabela 38: Comparação entre valores previstos pelo método não sazonal de Holt-Winters e realizados para a série CEPEA/Esalq – Paraná**

| Data | Valores Previstos | Valores Realizados | Diferença entre Previsto x Realizado | Diferença Relativa |
|---|---|---|---|---|
| 2/1/2007 | R$ 32,59 | R$ 31,95 | R$ 0,64 | 1,99% |
| 3/1/2007 | R$ 32,59 | R$ 31,97 | R$ 0,62 | 1,94% |
| 4/1/2007 | R$ 32,59 | R$ 31,80 | R$ 0,79 | 2,50% |
| 5/1/2007 | R$ 32,60 | R$ 32,03 | R$ 0,57 | 1,77% |
| 8/1/2007 | R$ 32,60 | R$ 31,94 | R$ 0,66 | 2,07% |
| 9/1/2007 | R$ 32,61 | R$ 31,79 | R$ 0,82 | 2,57% |
| 10/1/2007 | R$ 32,61 | R$ 31,34 | R$ 1,27 | 4,06% |
| 11/1/2007 | R$ 32,62 | R$ 31,42 | R$ 1,20 | 3,80% |
| 12/1/2007 | R$ 32,62 | R$ 31,61 | R$ 1,01 | 3,19% |
| 15/1/2007 | R$ 32,62 | R$ 31,91 | R$ 0,71 | 2,24% |
| 16/1/2007 | R$ 32,63 | R$ 32,13 | R$ 0,50 | 1,55% |
| 17/1/2007 | R$ 32,63 | R$ 32,25 | R$ 0,38 | 1,18% |
| 18/1/2007 | R$ 32,64 | R$ 32,28 | R$ 0,36 | 1,10% |
| 19/1/2007 | R$ 32,64 | R$ 32,31 | R$ 0,33 | 1,02% |
| 22/1/2007 | R$ 32,64 | R$ 32,17 | R$ 0,47 | 1,47% |
| 23/1/2007 | R$ 32,65 | R$ 32,18 | R$ 0,47 | 1,46% |
| 24/1/2007 | R$ 32,65 | R$ 32,12 | R$ 0,53 | 1,66% |
| 25/1/2007 | R$ 32,66 | R$ 32,16 | R$ 0,50 | 1,55% |
| 26/1/2007 | R$ 32,66 | R$ 32,15 | R$ 0,51 | 1,59% |
| 29/1/2007 | R$ 32,67 | R$ 32,08 | R$ 0,59 | 1,82% |
| 30/1/2007 | R$ 32,67 | R$ 32,05 | R$ 0,62 | 1,93% |
| 31/1/2007 | R$ 32,67 | R$ 32,27 | R$ 0,40 | 1,25% |
| 1/2/2007 | R$ 32,68 | R$ 32,19 | R$ 0,49 | 1,52% |
| 2/2/2007 | R$ 32,68 | R$ 32,11 | R$ 0,57 | 1,78% |
| 5/2/2007 | R$ 32,69 | R$ 32,23 | R$ 0,46 | 1,42% |
| 6/2/2007 | R$ 32,69 | R$ 32,10 | R$ 0,59 | 1,84% |
| 7/2/2007 | R$ 32,69 | R$ 32,11 | R$ 0,58 | 1,82% |
| 8/2/2007 | R$ 32,70 | R$ 32,10 | R$ 0,60 | 1,87% |
| 9/2/2007 | R$ 32,70 | R$ 32,15 | R$ 0,55 | 1,72% |
| 12/2/2007 | R$ 32,71 | R$ 32,31 | R$ 0,40 | 1,23% |
| 13/2/2007 | R$ 32,71 | R$ 32,45 | R$ 0,26 | 0,80% |
| 14/2/2007 | R$ 32,72 | R$ 32,53 | R$ 0,19 | 0,57% |
| 15/2/2007 | R$ 32,72 | R$ 32,56 | R$ 0,16 | 0,49% |
| 16/2/2007 | R$ 32,72 | R$ 32,69 | R$ 0,03 | 0,10% |
| 21/2/2007 | R$ 32,73 | R$ 32,73 | R$ 0,00 | -0,01% |
| 22/2/2007 | R$ 32,73 | R$ 33,02 | -R$ 0,29 | -0,87% |
| 23/2/2007 | R$ 32,74 | R$ 33,20 | -R$ 0,46 | -1,40% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| continuação | | | | |
| 26/2/2007 | R$ 32,74 | R$ 33,46 | -R$ 0,72 | -2,15% |
| 27/2/2007 | R$ 32,74 | R$ 33,29 | -R$ 0,55 | -1,64% |
| 28/2/2007 | R$ 32,75 | R$ 33,16 | -R$ 0,41 | -1,24% |
| 1/3/2007 | R$ 32,75 | R$ 33,00 | -R$ 0,25 | -0,75% |
| 2/3/2007 | R$ 32,76 | R$ 32,58 | R$ 0,18 | 0,54% |
| 5/3/2007 | R$ 32,76 | R$ 32,26 | R$ 0,50 | 1,55% |
| 6/3/2007 | R$ 32,77 | R$ 32,22 | R$ 0,55 | 1,69% |
| 7/3/2007 | R$ 32,77 | R$ 32,40 | R$ 0,37 | 1,14% |
| **Média** | **R$ 32,68** | **R$ 32,28** | **R$ 0,39** | **1,24%** |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados gerados pelo software E-Views4.1

Através dos dados acima pode-se perceber que houve uma leve tendência do modelo de previsão não sazonal de Holt-Winters em superestimar os valores realizados. Em média o valor previsto foi 1,24% maior o que representa R$0,39 acima do preço realizado.

O método do alisamento exponencial simples mostrou resultados mais satisfatórios, embora apresentasse um valor maior para a soma do quadrado dos resíduos. Para a estimação do método do alisamento exponencial simples foi usada a mesma amostra, sendo semelhante o período de previsão. O modelo gerado pelo alisamento exponencial simples é demonstrado abaixo.

**Tabela 39: Resultados da estimação do modelo de alisamento exponencial simples para o indicador CEPEA/Esalq - Paraná**

Amostra: 1/02/1997 9/14/2005
Observações Inclusas: 2270
Método: Alisamento Exponencial Simples
Série Original: CEPEA
Série Prevista: SINGLECEPEA

| | | |
|---|---|---|
| Parâmetros: | Alfa | 0,9990 |
| Soma dos Quadrados dos Resíduos | | 372,0018 |
| Raiz do Erro Quadrático Médio | | 0,404818 |
| Nível de Final de Período: | Média | 32,26032 |

Fonte: Elaboração própria através do software E-Views

O modelo gerado pela técnica do alisamento exponencial simples possui um alfa no valor de 0,9990. Percebe-se pela tabela acima que o valor da soma do quadrado dos resíduos (372,0018) é maior que no modelo não sazonal de Holt-Winters. A previsão

realizada também foi pelo método “fora da amostra”.

Entretanto, apesar de possuir um valor mais elevado para o indicador soma do quadrado dos resíduos, os valores apresentados para a previsão espelham mais fielmente os valores efetivamente realizados. A média de erro do modelo gerado pelo método do alisamento exponencial simples foi de -0,05%, ou seja, a técnica do alisamento exponencial simples tendeu a subestimar os valores efetivos diferentemente do método não sazonal de Holt-Winters que apresentou valores superestimados. Pelo valor médio do erro pode-se notar que a previsão gerada pela técnica do alisamento simples apresentou maior eficácia. A tabela abaixo mostra os valores previstos e faz uma comparação com os valores realizados.

**Tabela 40: Comparação entre valores previstos pelo método do alisamento exponencial simples e realizados para a série CEPEA/Esalq – Paraná**

| Data | Valores Previstos | Valores Realizados | Diferença entre Previsto x Realizado | Diferença Relativa |
|---|---|---|---|---|
| 2/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 31,95 | R$ 0,31 | 0,97% |
| 3/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 31,97 | R$ 0,29 | 0,91% |
| 4/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 31,80 | R$ 0,46 | 1,45% |
| 5/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,03 | R$ 0,23 | 0,72% |
| 8/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 31,94 | R$ 0,32 | 1,00% |
| 9/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 31,79 | R$ 0,47 | 1,48% |
| 10/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 31,34 | R$ 0,92 | 2,94% |
| 11/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 31,42 | R$ 0,84 | 2,67% |
| 12/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 31,61 | R$ 0,65 | 2,06% |
| 15/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 31,91 | R$ 0,35 | 1,10% |
| 16/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,13 | R$ 0,13 | 0,41% |
| 17/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,25 | R$ 0,01 | 0,03% |
| 18/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,28 | -R$ 0,02 | -0,06% |
| 19/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,31 | -R$ 0,05 | -0,15% |
| 22/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,17 | R$ 0,09 | 0,28% |
| 23/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,18 | R$ 0,08 | 0,25% |
| 24/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,12 | R$ 0,14 | 0,44% |
| 25/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,16 | R$ 0,10 | 0,31% |
| 26/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,15 | R$ 0,11 | 0,34% |
| 29/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,08 | R$ 0,18 | 0,56% |
| 30/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,05 | R$ 0,21 | 0,66% |
| 31/1/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,27 | -R$ 0,01 | -0,03% |
| 1/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,19 | R$ 0,07 | 0,22% |

| Continuação | | | | |
|---|---|---|---|---|
| 2/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,11 | R$ 0,15 | 0,47% |
| 5/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,23 | R$ 0,03 | 0,09% |
| 6/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,10 | R$ 0,16 | 0,50% |
| 7/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,11 | R$ 0,15 | 0,47% |
| 8/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,10 | R$ 0,16 | 0,50% |
| 9/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,15 | R$ 0,11 | 0,34% |
| 12/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,31 | -R$ 0,05 | -0,15% |
| 13/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,45 | -R$ 0,19 | -0,58% |
| 14/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,53 | -R$ 0,27 | -0,83% |
| 15/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,56 | -R$ 0,30 | -0,92% |
| 16/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,69 | -R$ 0,43 | -1,31% |
| 21/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,73 | -R$ 0,47 | -1,44% |
| 22/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 33,02 | -R$ 0,76 | -2,30% |
| 23/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 33,20 | -R$ 0,94 | -2,83% |
| 26/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 33,46 | -R$ 1,20 | -3,59% |
| 27/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 33,29 | -R$ 1,03 | -3,09% |
| 28/2/2007 | R$ 32,26 | R$ 33,16 | -R$ 0,90 | -2,71% |
| 1/3/2007 | R$ 32,26 | R$ 33,00 | -R$ 0,74 | -2,24% |
| 2/3/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,58 | -R$ 0,32 | -0,98% |
| 5/3/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,26 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 6/3/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,22 | R$ 0,04 | 0,13% |
| 7/3/2007 | R$ 32,26 | R$ 32,40 | -R$ 0,14 | -0,43% |
| **Média** | **R$ 32,26** | **R$ 32,28** | **-R$ 0,02** | **-0,05%** |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados gerados pelo software E-Views

Pela tabela acima percebemos que o modelo gerado pela técnica do alisamento exponencial simples reflete mais fielmente os preços praticados no mercado. O modelo tendeu a apresentar valores subestimados em relação ao valor efetivamente observado, entretanto, em média esta diferença foi de R$0,02 a menos, o que representa previsões 0,05% menor que os valores observados.

A comparação entre os modelos gerados pelas duas técnicas analisadas mostra que a técnica do alisamento exponencial simples mostrou-se ser mais eficiente na previsão dos preços para o indicador CEPEA/Esalq – Paraná, funcionando como um bom sinalizador de comportamento de preços.

### 5.4.1.2 Resultados para a praça Rondonópolis

Para a série de preços de Rondonópolis, praça que representa os preços no Centro-Oeste neste trabalho, os resultados foram semelhantes para as técnicas de alisamento exponencial. Para esta série, o alisamento exponencial simples também mostrou ser mais confiável nas previsões apontando um menor desvio das previsões em relação às observações consumadas.

As configurações do teste foram as mesmas utilizadas no teste anterior com a série do indicador CEPEA/Esalq – Paraná. A tabela abaixo demonstra as estimações resultantes do modelo de alisamento exponencial simples.

**Tabela 41: Resultados da estimação do modelo de alisamento exponencial simples para a praça Rondonópolis**

Amostra: 1/02/1998 9/14/2006
Observações Inclusas: 323
Método: Alisamento Exponencial Simples
Série Original: RONDONOPOLIS
Série Prevista: SINGLERONDONOPO

| | | |
|---|---|---|
| Parâmetros: | Alfa | 0,9830 |
| Soma dos Quadrados dos Resíduos | | 72,26637 |
| Raiz do Erro Quadrático Médio | | 0,473006 |
| Nível de Final de Período: | Média | 25,50851 |

Fonte: Elaboração própria através do software E-Views

Pelos dados acima tem-se que o parâmetro alfa estimado é de 0,9830 e que a soma do quadrado dos resíduos é de 72,26637. Este valor é mais elevado que o valor encontrado para o modelo não sazonal de Holt-Winters, porém, da mesma maneira que no teste anterior, os resultados do alisamento exponencial simples se adequaram melhor aos valores observados na realidade.

A tabela abaixo mostra os valores alcançados na previsão dos preços para a praça Rondonópolis utilizando a técnica do alisamento exponencial simples.

**Tabela 42: Comparação entre valores previstos pelo método do alisamento exponencial simples e realizados para a série Rondonópolis**

| Data | Valores Previstos | Valores Realizados | Diferença entre Previsto x Realizado | Diferença Relativa |
|---|---|---|---|---|
| 2/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 29,00 | -R$ 3,49 | -12,04% |
| 3/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 27,00 | -R$ 1,49 | -5,52% |
| 4/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 27,00 | -R$ 1,49 | -5,52% |
| 5/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 27,00 | -R$ 1,49 | -5,52% |
| 8/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,50 | -R$ 0,99 | -3,74% |
| 9/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 25,00 | R$ 0,51 | 2,03% |
| 10/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 25,00 | R$ 0,51 | 2,03% |
| 11/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 25,00 | R$ 0,51 | 2,03% |
| 12/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 25,00 | R$ 0,51 | 2,03% |
| 15/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 25,50 | R$ 0,01 | 0,03% |
| 16/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 25,50 | R$ 0,01 | 0,03% |
| 17/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,50 | -R$ 0,99 | -3,74% |
| 18/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,50 | -R$ 0,99 | -3,74% |
| 19/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,00 | -R$ 0,49 | -1,89% |
| 22/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,00 | -R$ 0,49 | -1,89% |
| 23/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,00 | -R$ 0,49 | -1,89% |
| 24/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,00 | -R$ 0,49 | -1,89% |
| 25/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,00 | -R$ 0,49 | -1,89% |
| 26/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 25,00 | R$ 0,51 | 2,03% |
| 29/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 25,00 | R$ 0,51 | 2,03% |
| 30/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 25,00 | R$ 0,51 | 2,03% |
| 31/1/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,50 | -R$ 0,99 | -3,74% |
| 1/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,30 | -R$ 0,79 | -3,01% |
| 2/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,30 | -R$ 0,79 | -3,01% |
| 5/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,50 | -R$ 0,99 | -3,74% |
| 6/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,50 | -R$ 0,99 | -3,74% |
| 7/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,50 | -R$ 0,99 | -3,74% |
| 8/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,20 | -R$ 0,69 | -2,64% |
| 9/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,80 | -R$ 1,29 | -4,82% |
| 12/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,80 | -R$ 1,29 | -4,82% |
| 13/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,80 | -R$ 1,29 | -4,82% |
| 14/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,80 | -R$ 1,29 | -4,82% |
| 15/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,80 | -R$ 1,29 | -4,82% |
| 16/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 27,00 | -R$ 1,49 | -5,52% |
| 21/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,70 | -R$ 1,19 | -4,46% |
| 22/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 27,00 | -R$ 1,49 | -5,52% |
| 23/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 27,00 | -R$ 1,49 | -5,52% |
| 26/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 27,00 | -R$ 1,49 | -5,52% |
| 27/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,50 | -R$ 0,99 | -3,74% |
| 28/2/2007 | R$ 25,51 | R$ 27,00 | -R$ 1,49 | -5,52% |
| 1/3/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,00 | -R$ 0,49 | -1,89% |
| 2/3/2007 | R$ 25,51 | R$ 26,00 | -R$ 0,49 | -1,89% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| continuação | | | | |
| 5/3/2007 | R$ 25,51 | R$ 25,50 | R$ 0,01 | 0,03% |
| **Média** | **R$ 25,51** | **R$ 26,28** | **-R$ 0,77** | **-2,84%** |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados gerados pelo software E-Views

A tabela acima mostra-nos que a técnica do alisamento exponencial teve um erro médio de 2,84% para menos em relação às observações realizadas. O alisamento exponencial simples tendeu nesta série a subestimar os preços praticados.

Assim como no caso anterior em relação ao Paraná, a técnica do alisamento exponencial duplo também não se mostrou eficiente em sua aplicação na série de preços de Rondonópolis.

O outro teste aplicado foi o não sazonal de Holt-Winters, assim como realizado anteriormente. Da mesma maneira que o teste anterior, o modelo de Holt-Winters acusou menor valor na soma do quadrado dos resíduos, entretanto, a diferença entre o previsto e o realizado foi maior nesta técnica que na técnica do alisamento exponencial simples.

Os valores estimados para o modelo não sazonal de Holt-Winters são demonstrados na tabela abaixo:

**Tabela 43: Resultados da estimação do modelo não sazonal de Holt-Winters para a praça Rondonópolis**

Amostra: 1/02/1998 9/14/2006
Observações Inclusas: 323
Método: Holt-Winters Não Sazonal
Série Original: RONDONOPOLIS
Série Prevista: HOLTWINTERONDON

| | | |
|---|---|---|
| Parâmetros: | Alfa | 0,9700 |
| | Beta | 0.0000 |
| Soma dos Quadrados dos Resíduos | | 69,82098 |
| Raiz do Erro Quadrático Médio | | 0,464934 |
| Nível de Final de Período: | Média | 25,51490 |
| | Tendência | -0,004348 |

Fonte: Elaboração própria através do software E-Views

Pelos dados expostos acima tem-se que o parâmetro alfa estimado pelo modelo é de 0,97 e verifica-se também que o valor da soma do quadrado dos resíduos (69,82098) é

realmente inferior ao valor encontrado pela técnica do alisamento exponencial simples.

Os valores encontrados pelo modelo de previsão não sazonal de Holt-Winters são expostos na tabela abaixo:

**Tabela 44: Comparação entre valores previstos pelo modelo não sazonal de Holt-Winters e realizados para a série Rondonópolis**

| Data | Valores Previstos | Valores Realizados | Diferença entre Previsto x Realizado | Diferença Relativa |
|---|---|---|---|---|
| 2/1/2007 | R$ 25,18 | R$ 29,00 | -R$ 3,82 | -13,19% |
| 3/1/2007 | R$ 25,17 | R$ 27,00 | -R$ 1,83 | -6,77% |
| 4/1/2007 | R$ 25,17 | R$ 27,00 | -R$ 1,83 | -6,79% |
| 5/1/2007 | R$ 25,16 | R$ 27,00 | -R$ 1,84 | -6,80% |
| 8/1/2007 | R$ 25,16 | R$ 26,50 | -R$ 1,34 | -5,06% |
| 9/1/2007 | R$ 25,15 | R$ 25,00 | R$ 0,15 | 0,62% |
| 10/1/2007 | R$ 25,15 | R$ 25,00 | R$ 0,15 | 0,60% |
| 11/1/2007 | R$ 25,15 | R$ 25,00 | R$ 0,15 | 0,58% |
| 12/1/2007 | R$ 25,14 | R$ 25,00 | R$ 0,14 | 0,56% |
| 15/1/2007 | R$ 25,14 | R$ 25,50 | -R$ 0,36 | -1,42% |
| 16/1/2007 | R$ 25,13 | R$ 25,50 | -R$ 0,37 | -1,44% |
| 17/1/2007 | R$ 25,13 | R$ 26,50 | -R$ 1,37 | -5,18% |
| 18/1/2007 | R$ 25,12 | R$ 26,50 | -R$ 1,38 | -5,19% |
| 19/1/2007 | R$ 25,12 | R$ 26,00 | -R$ 0,88 | -3,39% |
| 22/1/2007 | R$ 25,11 | R$ 26,00 | -R$ 0,89 | -3,40% |
| 23/1/2007 | R$ 25,11 | R$ 26,00 | -R$ 0,89 | -3,42% |
| 24/1/2007 | R$ 25,11 | R$ 26,00 | -R$ 0,89 | -3,44% |
| 25/1/2007 | R$ 25,10 | R$ 26,00 | -R$ 0,90 | -3,45% |
| 26/1/2007 | R$ 25,10 | R$ 25,00 | R$ 0,10 | 0,39% |
| 29/1/2007 | R$ 25,09 | R$ 25,00 | R$ 0,09 | 0,37% |
| 30/1/2007 | R$ 25,09 | R$ 25,00 | R$ 0,09 | 0,36% |
| 31/1/2007 | R$ 25,08 | R$ 26,50 | -R$ 1,42 | -5,34% |
| 1/2/2007 | R$ 25,08 | R$ 26,30 | -R$ 1,22 | -4,64% |
| 2/2/2007 | R$ 25,08 | R$ 26,30 | -R$ 1,22 | -4,65% |
| 5/2/2007 | R$ 25,07 | R$ 26,50 | -R$ 1,43 | -5,39% |
| 6/2/2007 | R$ 25,07 | R$ 26,50 | -R$ 1,43 | -5,41% |
| 7/2/2007 | R$ 25,06 | R$ 26,50 | -R$ 1,44 | -5,42% |
| 8/2/2007 | R$ 25,06 | R$ 26,20 | -R$ 1,14 | -4,36% |
| 9/2/2007 | R$ 25,05 | R$ 26,80 | -R$ 1,75 | -6,51% |
| 12/2/2007 | R$ 25,05 | R$ 26,80 | -R$ 1,75 | -6,53% |
| 13/2/2007 | R$ 25,05 | R$ 26,80 | -R$ 1,75 | -6,55% |
| 14/2/2007 | R$ 25,04 | R$ 26,80 | -R$ 1,76 | -6,56% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| continuação | | | | |
| 15/2/2007 | R$ 25,04 | R$ 26,80 | -R$ 1,76 | -6,58% |
| 16/2/2007 | R$ 25,03 | R$ 27,00 | -R$ 1,97 | -7,29% |
| 21/2/2007 | R$ 25,03 | R$ 26,70 | -R$ 1,67 | -6,26% |
| 22/2/2007 | R$ 25,02 | R$ 27,00 | -R$ 1,98 | -7,32% |
| 23/2/2007 | R$ 25,02 | R$ 27,00 | -R$ 1,98 | -7,34% |
| 26/2/2007 | R$ 25,01 | R$ 27,00 | -R$ 1,99 | -7,35% |
| 27/2/2007 | R$ 25,01 | R$ 26,50 | -R$ 1,49 | -5,62% |
| 28/2/2007 | R$ 25,01 | R$ 27,00 | -R$ 1,99 | -7,38% |
| 1/3/2007 | R$ 25,00 | R$ 26,00 | -R$ 1,00 | -3,84% |
| 2/3/2007 | R$ 25,00 | R$ 26,00 | -R$ 1,00 | -3,86% |
| 5/3/2007 | R$ 24,99 | R$ 25,50 | -R$ 0,51 | -1,99% |
| **Média** | **R$ 25,08** | **R$ 26,28** | **-R$ 1,19** | **-4,46%** |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados gerados pelo software E-Views

Os dados presentes na tabela acima mostram que o modelo é eficiente na previsão de valores, porém, a diferença média encontrada por este modelo é superior àquela encontrada pela técnica do alisamento exponencial simples. Neste modelo observou-se que a diferença média foi de 4,46% a menos que o valor efetivamente realizado, demonstrando, desta maneira, uma tendência a subestimar as observações realizadas.

### 5.4.1.3 Resultados para a Praça Uberlândia

Para a praça Uberlândia foram realizados os mesmos procedimentos aplicados às praças anteriores. Primeiramente foi realizada uma análise gráfica preliminar e verificou-se que esta praça apresentou uma tendência de queda de preços no período considerado para o estudo (2003 à 2007). O gráfico é demonstrado abaixo.

**Gráfico 20: Cotações da Soja em Grão na Praça Uberlândia**

Fonte: Elaboração própria através do software E-Views

Para a praça Uberlândia os testes do alisamento exponencial foram mais favoráveis para a técnica de Holt-Winters não sazonal e os modelos apresentaram-se satisfatoriamente confiáveis. O modelo do alisamento exponencial simples foi o segundo melhor para a realização de previsões. Seus resultados são expressos a seguir.

**Tabela 45: Resultado da técnica do alisamento exponencial simples para a praça Uberlândia**

Amostra: 3/26/2003 12/29/2006
Observações Inclusas: 983
Método: Alisamento Exponencial Simples
Série Original: UBERLANDIA
Série Prevista: SINGLEUBERLANDIA

| | | |
|---|---|---|
| Parâmetros: | Alfa | 0.9990 |
| Soma dos Quadrados dos Resíduos | | 470.2712 |
| Raiz do Erro Quadrático Médio | | 0.691668 |
| Nível de Final de Período: | Média | 31.50000 |

Fonte: Elaboração própria através do software E-Views

A tabela acima mostra que o valor para o parâmetro alfa do alisamento exponencial foi estimado em 0,9990. Este procedimento do alisamento exponencial simples foi o que demonstrou segundo menor valor para o indicado soma do quadrado dos resíduos. Este modelo também foi o que apresentou o segundo menor desvio em relação às observações realizadas. A tabela a seguir mostra os resultados da previsão e sua comparação com os valores efetivados.

**Tabela 46: Comparação entre valores previstos pela técnica do alisamento exponencial simples e realizados para a série Uberlândia**

| Data | Valores Previstos | Valores Realizados | Diferença entre Previsto x Realizado | Diferença Relativa |
|---|---|---|---|---|
| 2/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,00 | R$ 0,50 | 1,61% |
| 3/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,00 | R$ 0,50 | 1,61% |
| 4/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,50 | R$ 2,00 | 6,78% |
| 5/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,50 | R$ 2,00 | 6,78% |
| 8/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,50 | R$ 2,00 | 6,78% |
| 9/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 10/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 11/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 12/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 15/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 16/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 17/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 18/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,00 | R$ 2,50 | 8,62% |
| 19/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,00 | R$ 2,50 | 8,62% |
| 22/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,00 | R$ 2,50 | 8,62% |
| 23/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,00 | R$ 2,50 | 8,62% |
| 24/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 25/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 26/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 29/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 30/1/1900 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 31/1/1900 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 1/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 2/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 5/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 6/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 7/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 8/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 9/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 12/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 13/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 14/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 15/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 16/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 19/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 20/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 21/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 22/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 23/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 26/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 27/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 32,50 | -R$ 1,00 | -3,08% |
| 28/2/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| continuação | | | | |
| 3/1/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 2/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 32,50 | -R$ 1,00 | -3,08% |
| 5/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 32,50 | -R$ 1,00 | -3,08% |
| 6/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 32,50 | -R$ 1,00 | -3,08% |
| 7/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 32,50 | -R$ 1,00 | -3,08% |
| 8/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 32,50 | -R$ 1,00 | -3,08% |
| 9/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 32,50 | -R$ 1,00 | -3,08% |
| 12/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 13/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 14/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 31,50 | R$ 0,00 | 0,00% |
| 15/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,50 | R$ 1,00 | 3,28% |
| 16/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,50 | R$ 1,00 | 3,28% |
| 19/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,50 | R$ 1,00 | 3,28% |
| 20/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,50 | R$ 1,00 | 3,28% |
| 21/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 30,00 | R$ 1,50 | 5,00% |
| 22/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,00 | R$ 2,50 | 8,62% |
| 23/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,50 | R$ 3,00 | 10,53% |
| 26/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,00 | R$ 3,50 | 12,50% |
| 27/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,00 | R$ 3,50 | 12,50% |
| 28/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,00 | R$ 3,50 | 12,50% |
| 29/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 27,50 | R$ 4,00 | 14,55% |
| 30/3/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,20 | R$ 2,30 | 7,88% |
| 2/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,70 | R$ 2,80 | 9,76% |
| 3/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,00 | R$ 2,50 | 8,62% |
| 4/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,00 | R$ 2,50 | 8,62% |
| 5/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,00 | R$ 2,50 | 8,62% |
| 6/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,00 | R$ 2,50 | 8,62% |
| 9/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,00 | R$ 2,50 | 8,62% |
| 10/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,50 | R$ 3,00 | 10,53% |
| 11/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,00 | R$ 2,50 | 8,62% |
| 12/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 29,00 | R$ 2,50 | 8,62% |
| 13/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,00 | R$ 3,50 | 12,50% |
| 16/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,00 | R$ 3,50 | 12,50% |
| 17/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,00 | R$ 3,50 | 12,50% |
| 18/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,00 | R$ 3,50 | 12,50% |
| 19/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,00 | R$ 3,50 | 12,50% |
| 20/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,00 | R$ 3,50 | 12,50% |
| 23/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,00 | R$ 3,50 | 12,50% |
| 24/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,00 | R$ 3,50 | 12,50% |
| 25/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,00 | R$ 3,50 | 12,50% |
| 26/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,00 | R$ 3,50 | 12,50% |
| 27/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,80 | R$ 2,70 | 9,38% |
| 30/4/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,80 | R$ 2,70 | 9,38% |
| 2/5/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,80 | R$ 2,70 | 9,38% |
| 3/5/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,80 | R$ 2,70 | 9,38% |
| 4/5/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,80 | R$ 2,70 | 9,38% |
| 7/5/2007 | R$ 31,50 | R$ 28,80 | R$ 2,70 | 9,38% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| continuação | | | | |
| **Média** | **R$ 31,50** | **R$ 29,93** | **R$ 1,57** | **5,46%** |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados gerados pelo software E-Views

Os dados presentes na tabela acima mostram que o modelo gerado pela técnica do alisamento exponencial simples tende a superestimar os valores efetivamente observados. Esta superestimação é, em média, de 5,46%.

A técnica do alisamento exponencial duplo apresentou um desvio ligeiramente maior que a técnica do alisamento exponencial simples. O valor apresentado para o indicador soma do quadrado dos resíduos também foi maior no alisamento exponencial duplo. Contudo a sua previsão também se mostrou confiável. Abaixo é mostrado o resultado da estimação do modelo pela técnica do alisamento exponencial duplo.

**Tabela 47: Resultado da técnica do alisamento exponencial duplos para a praça Uberlândia**

Amostra: 3/26/2003 12/29/2006
Observações Inclusas: 983
Método: Alisamento Exponencial Duplo
Série Original: UBERLANDIA
Série Prevista: DOUBLEUBERLANDIA

| | | | |
|---|---|---|---|
| Parâmetros: | Alfa | | 0.4980 |
| Soma dos Quadrados dos Resíduos | | | 599.9820 |
| Raiz do Erro Quadrático Médio | | | 0.781254 |
| Nível de Final de Período: | | Média | 31.50191 |
| | | Tendência | 0.002279 |

Fonte: Elaboração própria através do software E-Views

A tabela acima mostra-nos que o parâmetro alfa estimado foi de 0,4980 e que a soma do quadrado dos resíduos é de 599,9820. Este valor é maior encontrado entre os resultados dos três testes aplicados. Entretanto, as previsões apresentaram grau de confiabilidade muito próximo ao da técnica do alisamento exponencial simples. A tabela abaixo mostra os valores previstos pela técnica do alisamento exponencial duplo e sua comparação com os valores realizados.

**Tabela 48: Comparação entre valores previstos pela técnica do alisamento exponencial duplo e realizados para a série Uberlândia**

| Data | Valores Previstos | Valores Realizados | Diferença entre Previsto x Realizado | Diferença Relativa |
|---|---|---|---|---|
| 2/1/2007 | R$ 31,51 | R$ 31,00 | R$ 0,51 | 1,63% |
| 3/1/2007 | R$ 31,51 | R$ 31,00 | R$ 0,51 | 1,64% |
| 4/1/2007 | R$ 31,51 | R$ 29,50 | R$ 2,01 | 6,82% |
| 5/1/2007 | R$ 31,51 | R$ 29,50 | R$ 2,01 | 6,82% |
| 8/1/2007 | R$ 31,52 | R$ 29,50 | R$ 2,02 | 6,83% |
| 9/1/2007 | R$ 31,52 | R$ 30,00 | R$ 1,52 | 5,06% |
| 10/1/2007 | R$ 31,52 | R$ 30,00 | R$ 1,52 | 5,07% |
| 11/1/2007 | R$ 31,52 | R$ 30,00 | R$ 1,52 | 5,07% |
| 12/1/2007 | R$ 31,52 | R$ 30,00 | R$ 1,52 | 5,08% |
| 15/1/2007 | R$ 31,53 | R$ 30,00 | R$ 1,53 | 5,09% |
| 16/1/2007 | R$ 31,53 | R$ 30,00 | R$ 1,53 | 5,10% |
| 17/1/2007 | R$ 31,53 | R$ 30,00 | R$ 1,53 | 5,11% |
| 18/1/2007 | R$ 31,53 | R$ 29,00 | R$ 2,53 | 8,74% |
| 19/1/2007 | R$ 31,54 | R$ 29,00 | R$ 2,54 | 8,75% |
| 22/1/2007 | R$ 31,54 | R$ 29,00 | R$ 2,54 | 8,75% |
| 23/1/2007 | R$ 31,54 | R$ 29,00 | R$ 2,54 | 8,76% |
| 24/1/2007 | R$ 31,54 | R$ 30,00 | R$ 1,54 | 5,14% |
| 25/1/2007 | R$ 31,55 | R$ 30,00 | R$ 1,55 | 5,15% |
| 26/1/2007 | R$ 31,55 | R$ 30,00 | R$ 1,55 | 5,16% |
| 29/1/2007 | R$ 31,55 | R$ 30,00 | R$ 1,55 | 5,17% |
| 30/1/1900 | R$ 31,55 | R$ 30,00 | R$ 1,55 | 5,17% |
| 31/1/1900 | R$ 31,55 | R$ 30,00 | R$ 1,55 | 5,18% |
| 1/2/2007 | R$ 31,56 | R$ 30,00 | R$ 1,56 | 5,19% |
| 2/2/2007 | R$ 31,56 | R$ 30,00 | R$ 1,56 | 5,20% |
| 5/2/2007 | R$ 31,56 | R$ 30,00 | R$ 1,56 | 5,20% |
| 6/2/2007 | R$ 31,56 | R$ 30,00 | R$ 1,56 | 5,21% |
| 7/2/2007 | R$ 31,57 | R$ 30,00 | R$ 1,57 | 5,22% |
| 8/2/2007 | R$ 31,57 | R$ 31,50 | R$ 0,07 | 0,22% |
| 9/2/2007 | R$ 31,57 | R$ 31,50 | R$ 0,07 | 0,22% |
| 12/2/2007 | R$ 31,57 | R$ 31,50 | R$ 0,07 | 0,23% |
| 13/2/2007 | R$ 31,57 | R$ 31,50 | R$ 0,07 | 0,24% |
| 14/2/2007 | R$ 31,58 | R$ 31,50 | R$ 0,08 | 0,24% |
| 15/2/2007 | R$ 31,58 | R$ 31,50 | R$ 0,08 | 0,25% |
| 16/2/2007 | R$ 31,58 | R$ 31,50 | R$ 0,08 | 0,26% |
| 19/2/2007 | R$ 31,58 | R$ 31,50 | R$ 0,08 | 0,27% |
| 20/2/2007 | R$ 31,59 | R$ 31,50 | R$ 0,09 | 0,27% |
| 21/2/2007 | R$ 31,59 | R$ 31,50 | R$ 0,09 | 0,28% |
| 22/2/2007 | R$ 31,59 | R$ 31,50 | R$ 0,09 | 0,29% |
| 23/2/2007 | R$ 31,59 | R$ 31,50 | R$ 0,09 | 0,30% |
| 26/2/2007 | R$ 31,60 | R$ 31,50 | R$ 0,10 | 0,30% |
| 27/2/2007 | R$ 31,60 | R$ 32,50 | -R$ 0,90 | -2,78% |
| 28/2/2007 | R$ 31,60 | R$ 31,50 | R$ 0,10 | 0,32% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| continuação | | | | |
| 3/1/2007 | R$ 31,60 | R$ 31,50 | R$ 0,10 | 0,32% |
| 2/3/2007 | R$ 31,60 | R$ 32,50 | -R$ 0,90 | -2,76% |
| 5/3/2007 | R$ 31,61 | R$ 32,50 | -R$ 0,89 | -2,75% |
| 6/3/2007 | R$ 31,61 | R$ 32,50 | -R$ 0,89 | -2,74% |
| 7/3/2007 | R$ 31,61 | R$ 32,50 | -R$ 0,89 | -2,73% |
| 8/3/2007 | R$ 31,61 | R$ 32,50 | -R$ 0,89 | -2,73% |
| 9/3/2007 | R$ 31,62 | R$ 32,50 | -R$ 0,88 | -2,72% |
| 12/3/2007 | R$ 31,62 | R$ 31,50 | R$ 0,12 | 0,38% |
| 13/3/2007 | R$ 31,62 | R$ 31,50 | R$ 0,12 | 0,38% |
| 14/3/2007 | R$ 31,62 | R$ 31,50 | R$ 0,12 | 0,39% |
| 15/3/2007 | R$ 31,62 | R$ 30,50 | R$ 1,12 | 3,69% |
| 16/3/2007 | R$ 31,63 | R$ 30,50 | R$ 1,13 | 3,70% |
| 19/3/2007 | R$ 31,63 | R$ 30,50 | R$ 1,13 | 3,70% |
| 20/3/2007 | R$ 31,63 | R$ 30,50 | R$ 1,13 | 3,71% |
| 21/3/2007 | R$ 31,63 | R$ 30,00 | R$ 1,63 | 5,45% |
| 22/3/2007 | R$ 31,64 | R$ 29,00 | R$ 2,64 | 9,09% |
| 23/3/2007 | R$ 31,64 | R$ 28,50 | R$ 3,14 | 11,01% |
| 26/3/2007 | R$ 31,64 | R$ 28,00 | R$ 3,64 | 13,00% |
| 27/3/2007 | R$ 31,64 | R$ 28,00 | R$ 3,64 | 13,01% |
| 28/3/2007 | R$ 31,65 | R$ 28,00 | R$ 3,65 | 13,02% |
| 29/3/2007 | R$ 31,65 | R$ 27,50 | R$ 4,15 | 15,08% |
| 30/3/2007 | R$ 31,65 | R$ 29,20 | R$ 2,45 | 8,39% |
| 2/4/2007 | R$ 31,65 | R$ 28,70 | R$ 2,95 | 10,29% |
| 3/4/2007 | R$ 31,65 | R$ 29,00 | R$ 2,65 | 9,15% |
| 4/4/2007 | R$ 31,66 | R$ 29,00 | R$ 2,66 | 9,16% |
| 5/4/2007 | R$ 31,66 | R$ 29,00 | R$ 2,66 | 9,17% |
| 6/4/2007 | R$ 31,66 | R$ 29,00 | R$ 2,66 | 9,18% |
| 9/4/2007 | R$ 31,66 | R$ 29,00 | R$ 2,66 | 9,19% |
| 10/4/2007 | R$ 31,67 | R$ 28,50 | R$ 3,17 | 11,11% |
| 11/4/2007 | R$ 31,67 | R$ 29,00 | R$ 2,67 | 9,20% |
| 12/4/2007 | R$ 31,67 | R$ 29,00 | R$ 2,67 | 9,21% |
| 13/4/2007 | R$ 31,67 | R$ 28,00 | R$ 3,67 | 13,12% |
| 16/4/2007 | R$ 31,68 | R$ 28,00 | R$ 3,68 | 13,13% |
| 17/4/2007 | R$ 31,68 | R$ 28,00 | R$ 3,68 | 13,13% |
| 18/4/2007 | R$ 31,68 | R$ 28,00 | R$ 3,68 | 13,14% |
| 19/4/2007 | R$ 31,68 | R$ 28,00 | R$ 3,68 | 13,15% |
| 20/4/2007 | R$ 31,68 | R$ 28,00 | R$ 3,68 | 13,16% |
| 23/4/2007 | R$ 31,69 | R$ 28,00 | R$ 3,69 | 13,17% |
| 24/4/2007 | R$ 31,69 | R$ 28,00 | R$ 3,69 | 13,17% |
| 25/4/2007 | R$ 31,69 | R$ 28,00 | R$ 3,69 | 13,18% |
| 26/4/2007 | R$ 31,69 | R$ 28,00 | R$ 3,69 | 13,19% |
| 27/4/2007 | R$ 31,70 | R$ 28,80 | R$ 2,90 | 10,05% |
| 30/4/2007 | R$ 31,70 | R$ 28,80 | R$ 2,90 | 10,06% |
| 2/5/2007 | R$ 31,70 | R$ 28,80 | R$ 2,90 | 10,08% |
| 3/5/2007 | R$ 31,70 | R$ 28,80 | R$ 2,90 | 10,09% |
| 4/5/2007 | R$ 31,71 | R$ 28,80 | R$ 2,91 | 10,09% |
| 7/5/2007 | R$ 31,71 | R$ 28,80 | R$ 2,91 | 10,10% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| continuação | | | | |
| **Média** | **R$ 31,61** | **R$ 29,93** | **R$ 1,67** | **5,82%** |

Fonte: Elaboração própria através do software E-Views

A tabela acima mostra-nos que o desvio médio das previsões em relação aos valores efetivamente observados foi de 5,82%, um valor próximo ao valor encontrado pela técnica do alisamento exponencial simples.

O modelo que mais se aproximou dos valores efetivamente realizados foi o modelo não sazonal de Holt-Winters. Este modelo apresentou o menor desvio da previsão em relação ao valor observado na realidade e também apresentou o menor valor da soma do quadrado dos resíduos.

As estimativas para os parâmetros do modelo não sazonal de Holt-Winters são indicados na tabela abaixo:

**Tabela 49: Resultado da estimação do modelo não sazonal de Holt-Winters para a praça Uberlândia**

Amostra: 3/26/2003 12/29/2006
Observações Inclusas: 983
Método: Holt-Winters Não Sazonal
Série Original: UBERLANDIA
Série Prevista: HOLTWINTERUBERLANDIA

| | | | |
|---|---|---|---|
| Parâmetros: | Alfa | | 1,0000 |
| | Beta | | 0,0000 |
| Soma dos Quadrados dos Resíduos | | | 454,9243 |
| Raiz do Erro Quadrático Médio | | | 0,680288 |
| Nível do fim de Período: | | Média | 31,50000 |
| | | Tendência | -0,007128 |

Fonte: Elaboração própria através do software E-Views

A tabela acima mostra-nos que o valor estimado para o parâmetro alfa foi de 1,00 e que o valor para o parâmetro beta foi de 0,00. A soma dos quadrados dos resíduos foi de 454,9243, o menor entre os três testes realizados. Este modelo foi o que apresento menor desvio entre o valor previsto e o valor efetivamente observado.

A tabela abaixo demonstra a comparação entre os valores previstos pelo modelo não

sazonal de Holt-Winters com os valores observados na realidade.

**Tabela 50: Comparação entre valores previstos pela técnica não sazonal de Holt-Winters e realizados para a série Uberlândia**

| Data | Valores Previstos | Valores Realizados | Diferença entre Previsto x Realizado | Diferença Relativa |
|---|---|---|---|---|
| 2/1/2007 | R$ 31,49 | R$ 31,00 | R$ 0,49 | 1,57% |
| 3/1/2007 | R$ 31,48 | R$ 31,00 | R$ 0,48 | 1,54% |
| 4/1/2007 | R$ 31,47 | R$ 29,50 | R$ 1,97 | 6,68% |
| 5/1/2007 | R$ 31,46 | R$ 29,50 | R$ 1,96 | 6,66% |
| 8/1/2007 | R$ 31,46 | R$ 29,50 | R$ 1,96 | 6,63% |
| 9/1/2007 | R$ 31,45 | R$ 30,00 | R$ 1,45 | 4,83% |
| 10/1/2007 | R$ 31,44 | R$ 30,00 | R$ 1,44 | 4,81% |
| 11/1/2007 | R$ 31,44 | R$ 30,00 | R$ 1,44 | 4,79% |
| 12/1/2007 | R$ 31,43 | R$ 30,00 | R$ 1,43 | 4,76% |
| 15/1/2007 | R$ 31,42 | R$ 30,00 | R$ 1,42 | 4,74% |
| 16/1/2007 | R$ 31,41 | R$ 30,00 | R$ 1,41 | 4,71% |
| 17/1/2007 | R$ 31,41 | R$ 30,00 | R$ 1,41 | 4,69% |
| 18/1/2007 | R$ 31,40 | R$ 29,00 | R$ 2,40 | 8,28% |
| 19/1/2007 | R$ 31,39 | R$ 29,00 | R$ 2,39 | 8,25% |
| 22/1/2007 | R$ 31,39 | R$ 29,00 | R$ 2,39 | 8,23% |
| 23/1/2007 | R$ 31,38 | R$ 29,00 | R$ 2,38 | 8,20% |
| 24/1/2007 | R$ 31,37 | R$ 30,00 | R$ 1,37 | 4,57% |
| 25/1/2007 | R$ 31,36 | R$ 30,00 | R$ 1,36 | 4,55% |
| 26/1/2007 | R$ 31,36 | R$ 30,00 | R$ 1,36 | 4,52% |
| 29/1/2007 | R$ 31,35 | R$ 30,00 | R$ 1,35 | 4,50% |
| 30/1/1900 | R$ 31,34 | R$ 30,00 | R$ 1,34 | 4,48% |
| 31/1/1900 | R$ 31,34 | R$ 30,00 | R$ 1,34 | 4,45% |
| 1/2/2007 | R$ 31,33 | R$ 30,00 | R$ 1,33 | 4,43% |
| 2/2/2007 | R$ 31,32 | R$ 30,00 | R$ 1,32 | 4,41% |
| 5/2/2007 | R$ 31,31 | R$ 30,00 | R$ 1,31 | 4,38% |
| 6/2/2007 | R$ 31,31 | R$ 30,00 | R$ 1,31 | 4,36% |
| 7/2/2007 | R$ 31,30 | R$ 30,00 | R$ 1,30 | 4,33% |
| 8/2/2007 | R$ 31,29 | R$ 31,50 | -R$ 0,21 | -0,66% |
| 9/2/2007 | R$ 31,29 | R$ 31,50 | -R$ 0,21 | -0,68% |
| 12/2/2007 | R$ 31,28 | R$ 31,50 | -R$ 0,22 | -0,70% |
| 13/2/2007 | R$ 31,27 | R$ 31,50 | -R$ 0,23 | -0,72% |
| 14/2/2007 | R$ 31,26 | R$ 31,50 | -R$ 0,24 | -0,75% |
| 15/2/2007 | R$ 31,26 | R$ 31,50 | -R$ 0,24 | -0,77% |
| 16/2/2007 | R$ 31,25 | R$ 31,50 | -R$ 0,25 | -0,79% |
| 19/2/2007 | R$ 31,24 | R$ 31,50 | -R$ 0,26 | -0,81% |
| 20/2/2007 | R$ 31,24 | R$ 31,50 | -R$ 0,26 | -0,84% |
| 21/2/2007 | R$ 31,23 | R$ 31,50 | -R$ 0,27 | -0,86% |
| 22/2/2007 | R$ 31,22 | R$ 31,50 | -R$ 0,28 | -0,88% |
| 23/2/2007 | R$ 31,21 | R$ 31,50 | -R$ 0,29 | -0,91% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| continuação | | | | |
| 26/2/2007 | R$ 31,21 | R$ 31,50 | -R$ 0,29 | -0,93% |
| 27/2/2007 | R$ 31,20 | R$ 32,50 | -R$ 1,30 | -4,00% |
| 28/2/2007 | R$ 31,19 | R$ 31,50 | -R$ 0,31 | -0,97% |
| 3/1/2007 | R$ 31,19 | R$ 31,50 | -R$ 0,31 | -1,00% |
| 2/3/2007 | R$ 31,18 | R$ 32,50 | -R$ 1,32 | -4,06% |
| 5/3/2007 | R$ 31,17 | R$ 32,50 | -R$ 1,33 | -4,09% |
| 6/3/2007 | R$ 31,16 | R$ 32,50 | -R$ 1,34 | -4,11% |
| 7/3/2007 | R$ 31,16 | R$ 32,50 | -R$ 1,34 | -4,13% |
| 8/3/2007 | R$ 31,15 | R$ 32,50 | -R$ 1,35 | -4,15% |
| 9/3/2007 | R$ 31,14 | R$ 32,50 | -R$ 1,36 | -4,17% |
| 12/3/2007 | R$ 31,14 | R$ 31,50 | -R$ 0,36 | -1,15% |
| 13/3/2007 | R$ 31,13 | R$ 31,50 | -R$ 0,37 | -1,18% |
| 14/3/2007 | R$ 31,12 | R$ 31,50 | -R$ 0,38 | -1,20% |
| 15/3/2007 | R$ 31,12 | R$ 30,50 | R$ 0,62 | 2,02% |
| 16/3/2007 | R$ 31,11 | R$ 30,50 | R$ 0,61 | 1,99% |
| 19/3/2007 | R$ 31,10 | R$ 30,50 | R$ 0,60 | 1,97% |
| 20/3/2007 | R$ 31,09 | R$ 30,50 | R$ 0,59 | 1,95% |
| 21/3/2007 | R$ 31,09 | R$ 30,00 | R$ 1,09 | 3,62% |
| 22/3/2007 | R$ 31,08 | R$ 29,00 | R$ 2,08 | 7,17% |
| 23/3/2007 | R$ 31,07 | R$ 28,50 | R$ 2,57 | 9,03% |
| 26/3/2007 | R$ 31,07 | R$ 28,00 | R$ 3,07 | 10,95% |
| 27/3/2007 | R$ 31,06 | R$ 28,00 | R$ 3,06 | 10,92% |
| 28/3/2007 | R$ 31,05 | R$ 28,00 | R$ 3,05 | 10,90% |
| 29/3/2007 | R$ 31,04 | R$ 27,50 | R$ 3,54 | 12,89% |
| 30/3/2007 | R$ 31,04 | R$ 29,20 | R$ 1,84 | 6,29% |
| 2/4/2007 | R$ 31,03 | R$ 28,70 | R$ 2,33 | 8,12% |
| 3/4/2007 | R$ 31,02 | R$ 29,00 | R$ 2,02 | 6,97% |
| 4/4/2007 | R$ 31,02 | R$ 29,00 | R$ 2,02 | 6,95% |
| 5/4/2007 | R$ 31,01 | R$ 29,00 | R$ 2,01 | 6,92% |
| 6/4/2007 | R$ 31,00 | R$ 29,00 | R$ 2,00 | 6,90% |
| 9/4/2007 | R$ 30,99 | R$ 29,00 | R$ 1,99 | 6,88% |
| 10/4/2007 | R$ 30,99 | R$ 28,50 | R$ 2,49 | 8,73% |
| 11/4/2007 | R$ 30,98 | R$ 29,00 | R$ 1,98 | 6,83% |
| 12/4/2007 | R$ 30,97 | R$ 29,00 | R$ 1,97 | 6,80% |
| 13/4/2007 | R$ 30,97 | R$ 28,00 | R$ 2,97 | 10,59% |
| 16/4/2007 | R$ 30,96 | R$ 28,00 | R$ 2,96 | 10,57% |
| 17/4/2007 | R$ 30,95 | R$ 28,00 | R$ 2,95 | 10,54% |
| 18/4/2007 | R$ 30,94 | R$ 28,00 | R$ 2,94 | 10,51% |
| 19/4/2007 | R$ 30,94 | R$ 28,00 | R$ 2,94 | 10,49% |
| 20/4/2007 | R$ 30,93 | R$ 28,00 | R$ 2,93 | 10,46% |
| 23/4/2007 | R$ 30,92 | R$ 28,00 | R$ 2,92 | 10,44% |
| 24/4/2007 | R$ 30,92 | R$ 28,00 | R$ 2,92 | 10,41% |
| 25/4/2007 | R$ 30,91 | R$ 28,00 | R$ 2,91 | 10,39% |
| 26/4/2007 | R$ 30,90 | R$ 28,00 | R$ 2,90 | 10,36% |
| 27/4/2007 | R$ 30,89 | R$ 28,80 | R$ 2,09 | 7,27% |
| 30/4/2007 | R$ 30,89 | R$ 28,80 | R$ 2,09 | 7,25% |
| 2/5/2007 | R$ 30,87 | R$ 28,80 | R$ 2,07 | 7,20% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| continuação | | | | |
| 3/5/2007 | R$ 30,87 | R$ 28,80 | R$ 2,07 | 7,17% |
| 4/5/2007 | R$ 30,86 | R$ 28,80 | R$ 2,06 | 7,15% |
| 7/5/2007 | R$ 30,85 | R$ 28,80 | R$ 2,05 | 7,12% |
| **Média** | **R$ 31,17** | **R$ 29,93** | **R$ 1,24** | **4,34%** |

Fone: Elaboração própria através do software E-Views

Dentre os testes realizados para a praça Uberlândia, o modelo não sazonal de Holt-Winters foi o que se mostrou mais confiável. Este modelo apresentou o menor valor para a soma do quadrado dos resíduos e pela tabela acima tem-se que o desvio médio dos valores previstos em relação aos valores efetivamente observados é de 4,34%, o menor valor dentre os encontrados. Estes dados mostram que o modelo não sazonal de Holt-Winters é o mais indicado para a aplicação da técnica do alisamento exponencial em preços diários.

# 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi a comparação do desempenho dos modelos de previsão de preços quando aplicados ao mercado de soja em grãos. Para isto escolheu-se trabalhar com os modelos de alisamento exponencial e com os modelos da metodologia ARIMA (Modelos Auto Regressivos Integrados de Média Móvel).

Para aplicação de modelos escolheu-se o mercado de soja, visto que este apresenta significativa importância na economia brasileira e no mercado mundial. As praças escolhidas para o trabalho foram as praças Rondonópolis e Uberlândia, além de utilizar também o indicador de preços CEPEA/Esalq – Paraná. A escolha do indicador CEPEA/Esalq – Paraná é devido a este ser uma média dos preços praticados no Estado do Paraná e este Estado, além de grande produtor também é concentra grande parte da indústria de processamento de soja além de possuir também o porto de Paranaguá que é uma importante fonte de escoamento da produção brasileira de grãos. A escolha das praças Rondonópolis e Uberlândia foi devido ao Centro-Oeste ser a região que mais apresenta crescimento na produção e produtividade desta oleaginosa, representando também uma região muito importante no Brasil para o complexo agroindustrial da soja.

Os dados utilizados para a realização do trabalho foram observações diárias para cada uma destas séries temporais trabalhadas. O uso de dados diários visou tornar o trabalho como uma ferramenta para as negociações diárias, de maneira que os modelos aqui apresentados pudessem ser utilizados na dinâmica das negociações diárias desta *commodity*.

Tendo isto em vista partiu-se para a estimação dos modelos e pôde-se notar que dentre os modelos estudados, os resultados mais aproximados dos valores observados na realidade foram os resultados obtidos através dos modelos ARIMA. Os modelos de alisamento exponencial também apresentaram resultados satisfatórios, entretanto, os modelos ARIMA possuem um grau mais elevado de acerto. Para efeitos de comparação, todos os modelos de alisamento exponencial mostraram erro acima de 1% (superestimando ou subestimando), enquanto os modelos ARIMA apresentaram erros inferiores a 1% demonstrando resultados bem fidedignos. Uma única ressalva é feita em relação ao modelo

de alisamento exponencial simples para o indicador CEPEA/Esalq – Paraná que apresentou erro de -0,05% e aproximou-se dos modelos ARIMA na eficiência de previsão.

Os resultados obtidos neste trabalho indicam que os modelos de alisamento exponencial e os modelos ARIMA são eficientes na realização de previsões, sendo ambos aptos a serem utilizados como parâmetro para estratégias dos *players* do mercado de soja em grão.

Um outro ponto a ressaltar é que, enquanto os modelos de alisamento exponencial são menos eficientes na previsão, eles são mais fáceis de se trabalhar. Por outro lado, os modelos ARIMA são mais eficientes e também mais trabalhosos para a elaboração.

Para efeito de comparação vale frisar que os modelos ARIMA mostraram-se mais eficientes e que são aptos a auxiliar os *players* do mercado em suas negociações de soja em grão.

# 7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS


ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS VEGETAIS www.abiove.com.br

BANERJEE, A. et alii (1996) **Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data.** Oxford: Oxford University Press.

BRUM, A. L. 2004. ***Economia da Soja: História e Futuro – Uma Visão desde o Rio Grande do Sul***. Disponível em: http://www.agromil.com.br/econosoja.html

BROOKS, C. 2002. ***Introductory Econometrics for Finance.*** Cambridge: Cambridge University Press.

CARVALHO, L. H. & AGUIAR, D. R. D. 2005. ***Concentração de Mercado e Poder de Monopsônio na Indústria Brasileira de Esmagamento de Soja. .*** Revista de Economia e Agronegócio. v.3, n.3, jul/set. UFV. 2005.

CARVALHO, M. A.; DA SILVA, C. R. L. & GHILARDI, A. A. 2005. ***Competitividade da Soja e Geração de Divisas.*** Revista de Economia e Agronegócio. v.3, n.3, jul/set. UFV. 2005.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA www.cepea.Esalq.usp.br

CENTRO DE INTELIGÊNCIA DA SOJA www.cisoja.com.br

CHICAGO BOARD OF TRADE 1985. ***Manual de Commodities.*** Chicago, Board of Trade od the City of Chicago, 1985.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO www.conab.gov.br

DE PAULA, S. R. & FAVERET FILHO, P. 1998. ***Panorama do Complexo Agroindustrial da Soja.*** Disponível em: http://www.bndes.gov.br/conhecimento/bnset/set804.pdf

E-VIEWS 4.1 Quantitative Micro Software 1994-2002.

ENDERS, W. 1995. ***Applied Econometric Time Series.*** New York: John Wiley& Sons.

FAVA, V. L. 2000. ***Metodologia de Box-Jenkins para Modelos Univariados.*** In: VASCONCELOS, M. A. S. & ALVES, D. (orgs) ***Manual de Econometria.*** São Paulo, Atlas, 2000.

FEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DO ESTADO DO MATO GROSSO www.famato.org.br

FNP. ***Agrianual.*** São Paulo: FNP Consultoria e Comércio. 2004

FOREIGN AGRICULTURAL SERVICE www.fas.usda.gov

FRAGA, G. J. & MEDEIROS, N. H. 2005. ***A Indústria de Esmagamento na Região de Expansão da Soja: uma Releitura dos Índices HHI e CR4.*** VIII Encontro Nacional de Economia da Região Sul. ANPEC SUL. 2005.

FRASCAROLI, B. F.; MAIA, S. F. e SILVA FILHO, O. C. 2005. ***Transmissão de Preços no Mercado Internacional da Soja***. Anais do 2º Encontro Norte Nordeste de Finanças, Recife-PE. 2005.

FREITAS, S. M. et alii 2001. ***Análise Da Dinâmica De Transmissão De Preços No Mercado Internacional De Farelo De Soja, 1990-99.*** In: Agricultura em São Paulo, São Paulo, v. 48, n. 1, p. 1-20. 2001. Disponível em: Instituto de Economia Agrícola. www.iea.sp.gov.br

GIORDANO, S. R. 1999. ***Competitividade Regional e Globalização.*** Tese de Doutorado do Departamento de Geografia da Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas da Universidade de São Paulo. 1999.

GUJARATI, D. 2005. ***Econometria Básica.*** São Paulo: Makron Books.

HENDRY, D. 1995. ***Dynamic Econometrics.*** Oxford: Oxford University Press, 1995.

HENDRY, D. & JUSELIUS, K. 1999. ***Explaining cointegration analyis: Part I and II.*** September 1999.

HOLLAND, M. e GIEMBINSKY, R. 2002. ***Comportamento do Preço no Complexo Agroindustrial da Soja: uma Análise de cointegração e de causalidade.*** ANPEC 2002.

INOVAÇÃO TECNÓLOGICA ***Biodiesel de soja é mais barato*** http://www.inovacaotecnologica.com.br/noticias/noticia.php?artigo=010115060524

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA www.ipea.gov.br

KENEN, P. 1998. ***Economia Internacional.*** Rio de Janeiro: Editora Campus, 1998.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. 2005. ***Economia Internacional: Teoria e Política***. Editora Pearson, 2005

LAZZARINI, S. G. & NUNES, R. 1998. ***Competitividade do Sistema Agroindustrial da***

***Soja.*** PENSA/USP e FIPE-Agrícola/USP. São Paulo, 1998. Disponível em: www.fundacaofia.com.br/pensa/pdf/relatorios/ipea/Vol_V_Soja.PDF

**LEI COMPLEMENTAR Nº 87, DE 13 DE SETEMBRO DE 1996 - LEI KANDIR** DOU de 16.09.96

MARGARIDO, M. A., e CAMARGO BARROS, G. S. 2000. ***Transmissão de Preços Agrícolas Internacionais para Preços Agrícolas Domésticos no Brasil.*** In: Agricultura em São Paulo, São Paulo, v. 47(2): 53-81. 2000. Agricultura São Paulo. Disponível em: Instituto de Economia Agrícola. www.iea.sp.gov.br

_____; FERNANDES, J. M. e TUROLLA, F. A. 2002. ***Análise da Formação de Preços no Mercado Internacional da Soja: o Caso do Brasil.*** In: Agricultura em São Paulo, São Paulo, v. 47(2): 71-85, 2002. Disponível em: Instituto de Economia Agrícola. www.iea.sp.gov.br

_____; SOUSA, E. L. L. de**.** 1998. ***Formação de preços da soja no Brasil.*** In: Agricultura em São Paulo, São Paulo, v 45, n. 2, p. 52-61, 1998. Disponível em: Instituto de Economia Agrícola. www.iea.sp.gov.br

_____; e TUROLLA, F. A. 2003. ***Previsão de Preços no Mercado Internacional de Grão de Soja.*** In: Informações Econômicas, SP, v. 33, n. 1, jan. 2003.

_____; TUROLLA, F. A. e BUENO, C. R. F. 2004. ***The World Market for Soybeans: Price Transmission Into Brazil and Effects from the Timing of Crop and Trade.*** ANPEC. 2004.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO www.agricultura.gov.br

PINDYCK, R. S. & RUBINFELD, D. L. 2002. ***Microeconomia.*** São Paulo: Prentice Hall, 2002.

ROCHA, F. G. 2003. ***Contribuição de Modelos de Séries Temporais para a Previsão da Arrecadação de ISS.*** Campinas 2003. Dissertação do Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas.

STOCK, J. & WATSON, M. 2004. ***Econometria.*** São Paulo: Pearson.

TRIGUEIRINHO, F. 1997. ***Soja.*** In: STOLF, L. C. (1999) ***Commodities.*** São Paulo : Plêiade.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE www.usda.gov

WARNKEN, P. F. 2003. ***A Indústria de Processamento da Soja.*** Revista de Política Agrícola.

Disponível em:
http://www.agricultura.gov.br/pls/portal/docs/PAGE/MAPA/MENU_LATERAL/AGRICULTURA_PECUARIA/ESTUDOS_PUBLICACOES/POLITICA_AGRICOLA/REVISTA_4TRI_1999_US.PDF