



FACULDADE DE ECONOMIA E FINANÇAS IBMEC
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM
ADMINISTRAÇÃO E ECONOMIA

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO
PROFISSIONALIZANTE EM ECONOMIA

**“PREVISÃO DE PREÇOS DE ETANOL
NOS MERCADOS DOMÉSTICO E
INTERNACIONAL”**

MARCOS VINÍCIUS GUIMARÃES DA SILVA

ORIENTADOR: PROF. DR. MARCELO DE ALBUQUERQUE E MELLO

Rio de Janeiro, 15 de julho de 2009.

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

**“PREVISÃO DE PREÇOS DE ETANOL NOS
MERCADOS DOMÉSTICO E INTERNACIONAL”**

MARCOS VINÍCIUS GUIMARÃES DA SILVA

Dissertação apresentada ao curso de
Mestrado Profissionalizante em Economia
como requisito parcial para obtenção do
Grau de Mestre em Economia. Área de
Concentração: Economia Empresarial.

ORIENTADOR: PROF. DR. MARCELO DE ALBUQUERQUE E MELLO

Rio de Janeiro, 15 de julho de 2009.

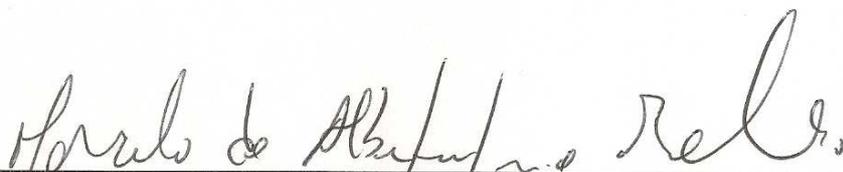
**PREVISÃO DE PREÇOS DE ETANOL NOS MERCADOS DOMÉSTICO E
INTERNACIONAL**

MARCOS VINICIUS GUIMARÃES DA SILVA

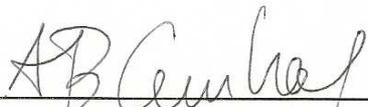
Dissertação de Mestrado Profissionalizante
apresentada ao Programa de Pós-Graduação em
Administração e Economia das Faculdades Ibmec,
como requisito parcial necessário para a obtenção
do título de Mestre em Economia.

Área de Concentração: Economia Empresarial

BANCA EXAMINADORA: APROVADO

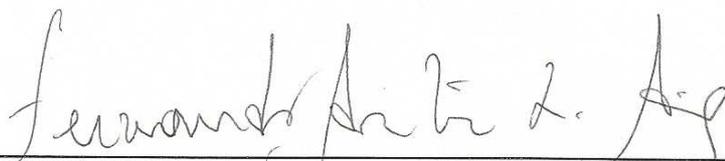


PROF. DR. MARCELO DE ALBUQUERQUE MELLO – ORIENTADOR
Instituição: FACULDADES IBMEC



PROF. DR. ALEXANDRE BARROS DA CUNHA

Instituição: FACULDADES IBMEC



PROF. DR. FERNANDO ANTONIO LUCENA AIUBE

Instituição: PETROBRAS

FICHA CATALOGRÁFICA

338.52
S586

Silva, Marcos Vinícius Guimarães da.

Previsão de preços de etanol nos mercados doméstico e internacional / Marcos Vinícius Guimarães da Silva - Rio de Janeiro: Faculdades Ibmecc, 2009.

Dissertação de Mestrado Profissionalizante apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia das Faculdades Ibmecc, como requisito parcial necessário para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia empresarial.

1. Modelos de Previsão. 2. Previsão de Preços. 3. Etanol.
4. Biocombustíveis. 5. Modelos econométricos. 6. Arbitragem

DEDICATÓRIA

Dedico esta dissertação aos meus pais, Luiz Carlos e Eliana, que não mediram esforços na minha educação intelectual e moral, à minha esposa, Ana Luiza, pelo apoio e por ter aceitado vir comigo, “pro que der e vier” e à minha avó, Maria da Glória, por estar sempre por perto em momentos difíceis. Espero poder sempre contar com o seu apoio e desfrutar ao máximo da convivência com vocês.

AGRADECIMENTOS

Este trabalho é resultado da reunião de estudos, esforços, incentivos, orientações e concessões, sem as quais sua realização não teria sido possível.

Agradeço primeiramente a Deus pela proteção, paz de espírito e sustento ao longo do desenvolvimento deste trabalho e no decorrer desta caminhada.

À minha família, em especial aos meus pais, Luiz Carlos e Eliana, pelos esforços pessoais e abdições de toda sorte buscando a melhor educação possível para seus filhos; à minha irmã, Gabrielle, pelo afeto por vezes incompreendido e pelos contrapontos sempre valorosos na minha caminhada pessoal e profissional; à minha esposa, Ana Luiza, pelo amor, amizade e, acima de tudo, companheirismo; e ao meu cãozinho, Jaya, por me ter lembrado o valor e a alegria das coisas simples da vida.

Ao professor e orientador, Marcelo Mello, pelo privilégio de tê-lo tido como mestre nas disciplinas Análise de Séries Temporais e Métodos de Previsão, fundamentais para a realização deste trabalho, assim como pelo profissionalismo na orientação das pesquisas e atividades que resultaram na presente dissertação.

Aos professores Alexandre Cunha e Fernando Aiube, por terem aceito o convite para participar da banca examinadora, tendo contribuído com valorosas críticas e sugestões no aperfeiçoamento deste trabalho.

Finalmente, aos meus colegas e gerentes nas empresas Esso Brasileira de Petróleo Ltda. e Petróleo Brasileiro S.A. – PETROBRAS por terem apoiado e patrocinado, respectivamente, o investimento em meu aperfeiçoamento profissional através dos programas MBA Executivo em Finanças e Mestrado em Economia, ambos cursados neste centro de excelência em finanças, economia e administração que é o IBMEC-RJ.

RESUMO

Propomo-nos neste estudo desenvolver modelos de previsão dos preços do etanol nos mercados doméstico e internacional. Para o desenvolvimento dos modelos, utilizamos dados mensais no período entre maio de 2002 e abril de 2009. Comparamos tanto modelos univariados como multivariados, lineares e vetoriais. Como resultado, sugerimos a utilização de modelos de regressão com defasagens distribuídas finitas e distúrbios auto-regressivos, que obtiveram melhores estatísticas de previsão, exemplificando sua aplicação. Foi evidenciado um descolamento entre as dinâmicas dos preços nos mercados doméstico e internacional, sugerindo como possível extensão do trabalho o desenvolvimento de estratégias de arbitragem.

Palavras chave: modelos de previsão, previsão de preços, etanol, biocombustíveis, modelos econométricos, arbitragem.

ABSTRACT

In this work we intend to develop forecast models for the ethanol prices in the domestic and international markets. To develop the models we have used monthly data between May 2002 and April 2009. We have compared both univariate and multivariate, linear and vectorial models. As a result, we suggest the use of regression models with finite distributed lags and autoregressive disturbances, which have obtained better forecast statistics, exemplifying their application. The mismatch between the domestic and international price dynamics was made evident, suggesting the development of arbitrage strategies as a possible extension to this work.

Key words: forecast models, prices forecast, ethanol, biofuels, econometric models, arbitrage.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Evolução do preço do petróleo – choques de 1973 e 1979	18
Gráfico 2: Preço do petróleo e do açúcar de 1985 a 1989	21
Gráfico 3: Venda de veículos leves no Brasil entre 1957 e 2007	22
Gráfico 4: Vendas de gasolina e etanol	24
Gráfico 5: Curva de aprendizado do etanol	25
Gráfico 6: Volume de exportações de etanol.....	25
Gráfico 7: Produção mensal (moagem) de cana-de-açúcar	37
Gráfico 8: Comportamento dos preços dos alcoóis anidro e hidratado.....	41
Gráfico 9: Séries de preços do álcool anidro sem tendência e dessazonalizadas	44
Gráfico 10: Ajuste do modelo ARMA(1,1) – Mercado doméstico	48
Gráfico 11: Política de administração do preço da gasolina no Brasil.....	52
Gráfico 12: Ajuste do modelo DDF-ARMA(1,0) – Mercado doméstico.....	54
Gráfico 13: Mudanças no percentual da mistura álcool anidro x gasolina.....	56
Gráfico 14: Ajuste do modelo VAR(1) – Mercado doméstico.....	60
Gráfico 15: Ajuste do modelo ARMA(1,1) – Mercado internacional.....	69
Gráfico 16: Ajuste do modelo DDF-ARMA(1,1) – Mercado internacional	73
Gráfico 17: Ajuste do modelo VAR(1) – Mercado internacional	75
Gráfico 18: Preço do álcool anidro nos mercados doméstico e internacional.....	90
Gráfico 19: Competitividade do etanol para exportação	93

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Uso do etanol misturado à gasolina em diversos países	26
Figura 2: Descrição dos dados utilizados	31
Figura 3: Principais variáveis utilizadas – Mercado doméstico	34
Figura 4: Principais variáveis utilizadas – Mercado internacional.....	35
Figura 5: Correlograma da série de preços do álcool anidro no Brasil	39
Figura 6: Regressões com tendências linear e quadrática – Mercado doméstico	42
Figura 7: Correlograma da série de preços do álcool eliminadas tendência e sazonalidade ...	45
Figura 8: Correlograma dos resíduos – Modelo ARMA(1,1)	48
Figura 9: Correlograma dos resíduos ao quadrado – Modelo ARMA(1,1).....	49
Figura 10: Correlograma dos resíduos – Modelo DDF-ARMA(1,0)	57
Figura 11: Decomposição da variância (Cholesky) – Modelo VAR(1)	63
Figura 12: Função resposta de impulso – Modelo VAR(1)	64
Figura 13: Autocorrelações residuais – Modelo VAR(1).....	65
Figura 14: Regressões com tendências linear e quadrática – Mercado internacional	66
Figura 15: Correlograma da série de preços do álcool anidro nos EUA	67
Figura 16: Correlograma dos resíduos – Modelo ARMA(1,1)	70
Figura 17: Correlograma dos resíduos – Modelo DDF-ARMA(1,1)	73
Figura 18: Autocorrelações residuais – Modelo VAR(1).....	76
Figura 19: Previsões <i>pseudo</i> fora-da-amostra – Mercado doméstico.....	80
Figura 20: Previsões fora-da-amostra – Mercado doméstico	83
Figura 21: Previsões <i>pseudo</i> fora-da-amostra – Mercado internacional	85
Figura 22: Previsões fora-da-amostra – Mercado internacional.....	87

LISTA DE ABREVIATURAS

AC	Auto-Correlação
ACP	Auto-Correlação Parcial
AIC	Critério de Informação Akaike
ARMA(p,q)	Modelos Auto-Regressivos de ordem p com Médias Móveis de ordem q
DDF-ARMA(p,q)	Modelos com Defasagens Distribuídas Finitas e termos Auto-Regressivos de ordem p com Médias Móveis de ordem q
EPR	Erro Padrão da Regressão
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
MV	Máxima Verossimilhança
REQM	Raiz do Erro Quadrático Médio
SIC	Critério de Informação Schwarz
THEIL	Coefficiente de Desigualdade de Theil
VAR(p)	Modelos Vetoriais Auto-Regressivos de ordem p

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	14
2	EVOLUÇÃO DO MERCADO DE ETANOL	18
3	LITERATURA RELACIONADA	27
4	DESCRIÇÃO DOS DADOS	31
5	ANÁLISE ECONÔMETRICA	38
5.1	MERCADO DOMÉSTICO	41
5.1.1	Modelo ARMA	45
5.1.2	Modelo DDF-ARMA	50
5.1.3	Modelo VAR	58
5.2	MERCADO INTERNACIONAL	66
5.2.1	Modelo ARMA	68
5.2.2	Modelo DDF-ARMA	70
5.2.3	Modelo VAR	74
6	SELEÇÃO DE MODELOS DE PREVISÃO	77
6.1	MERCADO DOMÉSTICO	80
6.2	MERCADO INTERNACIONAL	84
7	OPORTUNIDADES DE ARBITRAGEM	90
8	CONCLUSÃO	95
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	97
	APÊNDICE – RESULTADOS DAS REGRESSÕES	100

1 INTRODUÇÃO

A evolução do mercado de biocombustíveis, em especial do álcool combustível, ou etanol¹, tem apresentado ritmo bastante acelerado recentemente. A introdução no Brasil dos veículos *flex-fuel*, em particular, deu um forte impulso às vendas de etanol a partir de 2003, tendo acirrado a disputa entre a gasolina e o etanol no mercado automotivo.

A paulatina abertura do mercado internacional para o etanol, em especial Europa e Estados Unidos, cria para os produtores domésticos uma demanda para exportação que concorre com a demanda no mercado brasileiro, influenciando na precificação do etanol, originando oportunidades de arbitragem e tornando a tarefa de previsão de preços cada vez mais complexa.

Na literatura foram desenvolvidos importantes trabalhos abordando as regras de formação de preços do etanol e suas correlações e relações de causalidade com diversas outras variáveis do setor sucroalcooleiro e do setor petrolífero, como em Costa (2000) e Almeida e Silva (2006), entre outros. Entretanto, verificamos que a construção de modelos para previsão de preços de etanol carece de desenvolvimento suplementar.

¹ No decorrer deste trabalho utilizaremos a denominação *etanol* sempre que fizermos referência aos alcoóis anidro e hidratado como álcool combustível de forma geral.

O objetivo deste trabalho é buscar desenvolver modelos de regressão que capturem corretamente as dinâmicas existentes nas séries históricas de preços do etanol nos mercados doméstico e internacional, objetivando utilizá-los para previsão.

Realizando previsões *pseudo* fora-da-amostra, selecionaremos, com base nas estatísticas de previsão, os modelos com melhor capacidade preditiva para os mercados doméstico e internacional, ilustrando sua utilização através de previsões fora-da-amostra.

Com base nos resultados, verificaremos que as dinâmicas de preços nos mercados doméstico e internacional são bastante distintas, o que cria dificuldades para os produtores com relação à precificação do etanol, abrindo por outro lado, oportunidades de arbitragem² para exportação.

Parte da ineficiência dos mercados em relação à precificação do etanol deve-se ao fato dos preços seguirem comportamentos distintos nos diversos mercados, o que faz com que o etanol ainda não possua comportamento de *commodity*³, apresentando regras de formação de preços e dinâmicas regionalizadas.

Por exemplo, em países com maior utilização do etanol para geração elétrica, como o Japão, os preços estão mais fortemente vinculados ao óleo combustível, enquanto em países com maior aplicação do etanol como álcool carburante, como Brasil, EUA e Índia, a vinculação a derivados do petróleo, como a gasolina, é maior. Na Europa, é grande a utilização do etanol para a produção de álcoolquímicos, introduzindo ainda outros elementos à precificação.

² Para os fins deste trabalho, ganhos com as diferenças de preço do etanol nos mercados doméstico e internacional explorando ineficiências de precificação causadas por fatores como barreiras comerciais, ambientes regulatórios, utilização final do etanol, matérias-primas utilizadas na produção, entre outros.

³ Produtos com especificações padronizadas, produzidos em larga escala e comercializados em nível mundial, geralmente negociados em bolsas internacionais nos mercados à vista e futuro, com número significativo de compradores e vendedores, cujo valor é definido pelas condições do mercado, e não pelos produtores.

Diferenças entre políticas de preços e ambientes regulatórios para a gasolina (livre competição, preços administrados, bandas de oscilação) e matérias-primas utilizadas para a produção do etanol (cana-de-açúcar, milho, beterraba), também afetam de forma distinta a formação de preço do etanol em cada país.

Julgamos que o presente trabalho tenha relevância para os profissionais e empresas envolvidos com a produção e comercialização do etanol uma vez que oferece ferramentas de previsão de preços que podem ser utilizadas nas atividades de planejamento e apoio à tomada de decisão de investimentos, entre outras.

Pode ainda apresentar relevância para pesquisadores interessados na modelagem da dinâmica e na construção de modelos de previsão para outras variáveis econômicas, uma vez que os modelos avaliados e os procedimentos de análise e seleção adotados podem ser aplicados a outros casos de interesse.

O trabalho está estruturado da seguinte forma: no Capítulo 2 realizamos um breve histórico da evolução do mercado de etanol no Brasil e no mundo. No Capítulo 3 realizamos uma revisão da literatura sobre formação e previsão de preços de etanol. No Capítulo 4 descrevemos os dados coletados e trabalhados para utilização nos modelos de regressão.

As análises econométricas e os modelos de regressão são desenvolvidos no Capítulo 5. Em seqüência, são selecionados no Capítulo 6 os modelos de previsão com melhor capacidade preditiva com base em previsões *pseudo* fora-da-amostra. Ainda neste Capítulo ilustramos a aplicação dos modelos desenvolvidos, e suas limitações, através de previsões fora-da-amostra.

No Capítulo 7 evidenciamos a distinção entre as dinâmicas de preços do etanol nos mercados doméstico e internacional, discorrendo rapidamente sobre as oportunidades de arbitragem geradas nos períodos de maior descolamento entre estes mercados.

Por fim, são condensadas no Capítulo 8 as principais conclusões do trabalho, sendo sugeridas algumas possíveis extensões.

2 EVOLUÇÃO DO MERCADO DE ETANOL

O setor de combustíveis apresentou grandes mudanças nas últimas décadas no Brasil. Nos anos 60, antes dos choques do petróleo, a gasolina era dominante no uso veicular e o Brasil exportava volumes excedentes de diesel. O primeiro choque do petróleo, ocorrido em 1973, trouxe alterações marcantes nesta estrutura.

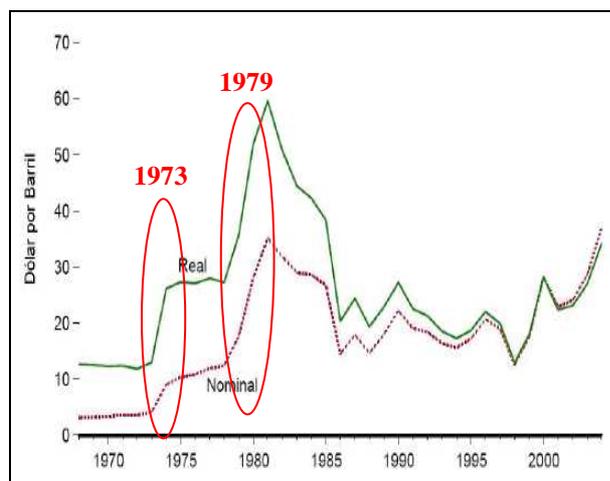


Gráfico 1: Evolução do preço do petróleo – choques de 1973 e 1979
Fonte: EIA, 2004

O governo, preocupado com o impacto dos preços dos derivados sobre a inflação, transferiu o aumento do petróleo no mercado internacional somente para a gasolina, subsidiando assim, por longo período, o diesel e o gás liquefeito de petróleo (GLP). Essa política incentivou as vendas de veículos médios a diesel (caminhões e utilitários), obrigando o país a investir pesado para mudar sua estrutura de refino, investimentos estes que permanecem em curso até

os dias de hoje. Além disso, o país passou a importar grandes volumes de diesel, com conseqüências negativas em sua balança comercial.

Outra decisão estratégica tomada pelo governo brasileiro foi fomentar alternativas ao petróleo e seus derivados com o objetivo de reduzir a dependência do país a combustíveis fósseis e, com isso, suavizar os efeitos na economia de um eventual novo choque no preço do petróleo.

Há época, o Brasil importava cerca de 80% de suas necessidades de derivados de petróleo, em especial, diesel e gasolina. O aumento do preço do petróleo teve um impacto considerável no balanço de pagamentos do país, causando uma escalada da inflação sem precedentes.

Dentre as diversas medidas adotadas, a que teve maior êxito foi o Proálcool – Programa Nacional do Álcool, lançado em 1975. O programa tinha como base o fomento à produção de álcool anidro a partir da cana-de-açúcar para mistura à gasolina, inicialmente numa proporção máxima de 10%, visto que este nível não demandava qualquer alteração nos motores ciclo Otto, movidos a gasolina.

Num primeiro momento a produção de álcool foi desenvolvida através da instalação de unidades de destilação anexas às usinas de açúcar. Com o passar dos anos, as novas usinas passaram a ser projetadas já para a produção consorciada de açúcar e álcool.

Para dar suporte econômico e sustentabilidade ao incipiente mercado de etanol, foram criados instrumentos específicos de financiamento público e um pacote de subsídios, coordenados pelo DNC – Departamento Nacional de Combustíveis.

Enquanto a produção do álcool anidro ficou a cargo da iniciativa privada, em especial usineiros que já operavam no mercado de açúcar, a logística de transporte, armazenamento e distribuição e a comercialização do etanol ficaram a cargo da Petrobras, que realizava a mistura do álcool anidro à gasolina em seus terminais de distribuição e também participava da determinação do preço de venda da gasolina C – produto obtido a partir da mistura da gasolina A (pura) com o álcool anidro.

Após o segundo choque do petróleo, em 1979, o escopo do Proálcool foi ampliado. Desta vez, além de aumentar o percentual de mistura do álcool anidro à gasolina para até 25%, o governo brasileiro decidiu fomentar a produção e distribuição do álcool hidratado, produto substituto à gasolina.

Isto exigiu dos fabricantes de automóveis a adaptação dos motores ciclo Otto, movidos a gasolina, de modo a possibilitar que trabalhassem com maior percentual de álcool anidro, assim como o desenvolvimento de motores movidos exclusivamente a álcool hidratado.

Nesta segunda fase do Proálcool, o governo passou a conceder isenções fiscais para a fabricação e aquisição de veículos movidos exclusivamente a álcool. A indústria automobilística nacional respondeu rapidamente aos incentivos, iniciando a fabricação de novos modelos de automóveis adaptados ao álcool hidratado.

O modelo desenvolvido a partir do Proálcool teve grande aceitação e foi visto como uma estratégia energética bem sucedida em âmbito internacional. Segundo a União da Indústria de Cana-de-açúcar – UNICA (2008), em 1984 os carros a álcool passaram a responder por 94,4% da produção das montadoras instaladas no Brasil. Assim, as décadas de 70 e 80 foram caracterizadas pela perda de mercado da gasolina para o diesel e para o álcool.

Entretanto, a forte queda do preço do petróleo e derivados no contrachoque do petróleo, a partir de 1986, conjugada à alta do preço do açúcar no mercado internacional e à retirada dos incentivos e subsídios concedidos pelo governo, levaram os usineiros a concentrar sua produção no açúcar, desencadeando graves crises de abastecimento a partir de 1989 e decretando o declínio prematuro do Proálcool (vide gráfico abaixo).

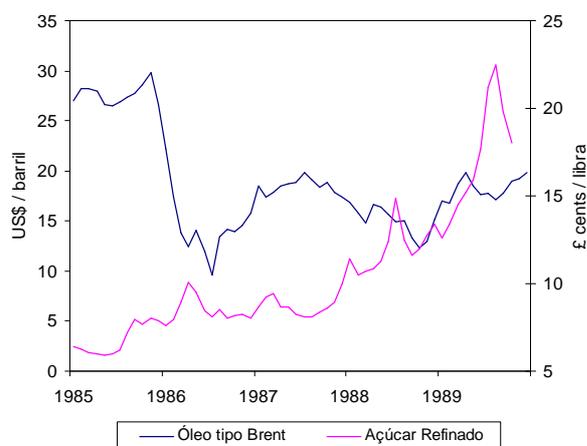


Gráfico 2: Preço do petróleo e do açúcar de 1985 a 1989

Motoristas viram-se forçados a abandonar seus carros movidos a álcool e retornar aos carros à gasolina. Em 2001, a participação dos veículos a álcool nas vendas domésticas já havia caído para cerca de 1% segundo a UNICA (2008), conforme ilustrado no gráfico a seguir.

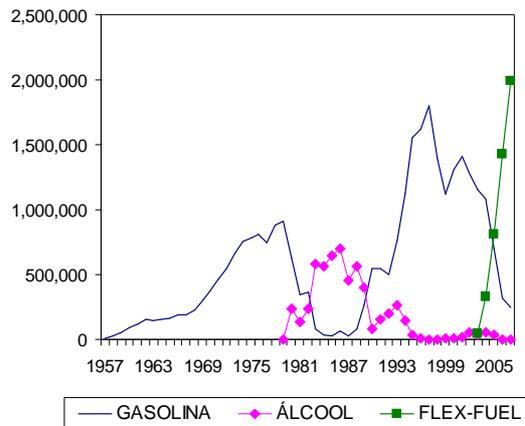


Gráfico 3: Venda de veículos leves no Brasil entre 1957 e 2007
 Fonte: ANFAVEA, 2008

Nos anos 90 foram iniciados os debates acerca da desregulamentação do setor de petróleo e derivados no país. Com a promulgação da Lei 9.478 em 1997 (Lei do Petróleo), o monopólio do Estado sobre os hidrocarbonetos é flexibilizado e são constituídos o CNPE – Conselho Nacional de Política Energética e a ANP – Agência Nacional do Petróleo.

Em 1999, o Decreto 2.705 coloca a ANP como fiscalizadora do mercado nacional de combustíveis. A partir de 1º de janeiro de 2002 os preços dos derivados e sua importação e exportação são totalmente liberados, tornando este mercado totalmente competitivo.

Com a desregulamentação progressiva dos combustíveis, o setor sucroalcooleiro iniciou um esforço de organização para dar novo impulso ao mercado de álcool, que se materializou com a constituição de diversas associações, como a UNICA em São Paulo, criada em 1997, cujos associados respondem atualmente por mais de 50% do álcool e 60% do açúcar produzidos no país.

Essas associações construíram forte articulação com entidades públicas, governos e a indústria automobilística, e possuem atualmente forte influência nos rumos do setor sucroalcooleiro brasileiro.

Em 2005 foi promulgada a Lei 11.097 (Lei do Biodiesel), dispondo sobre a introdução do biodiesel na matriz energética do país. De acordo com a lei, a ANP passa a se chamar Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis, e passa a ter atuação reguladora também sobre o setor de combustíveis produzidos a partir de fontes renováveis, como o álcool, também denominado bioetanol, e o biodiesel.

De acordo com a legislação atual (primeiro semestre de 2009), é obrigatória a mistura de 20 a 25% de álcool anidro à gasolina A. O produto da mistura é comercializado como gasolina C. É também permitida a venda do etanol puro (álcool hidratado). No caso do biodiesel, desde julho de 2009 é mandatória a mistura de 4% de biodiesel ao diesel derivado de petróleo comercializado. A Lei do Biodiesel prevê que este percentual passe para 5% em 2013, mas cogita-se a possibilidade de antecipação desta exigência.

O mercado de etanol deve manter seu crescimento, dado que estão sendo realizados vultosos investimentos para aumentar a produção, diminuir custos e garantir o abastecimento. De acordo com o CBIE – Centro Brasileiro de Infra Estrutura, as perspectivas são de que a produção anual de álcool salte dos atuais 20 bilhões de litros para 30 a 45 bilhões de litros em 2020. Com isso, o país encontra-se em uma situação única no mundo, com o privilégio de dispor de um combustível limpo, de uso não compulsório, não subsidiado, e sujeito às regras de mercado.

Talvez a mudança mais importante no setor tenha sido a introdução dos carros *flex-fuel* na indústria nacional a partir de 2003 (vide Gráfico 3). Estes veículos podem utilizar álcool, gasolina ou qualquer proporção de mistura entre estes dois produtos, fazendo com que o álcool, em especial o hidratado, ganhasse grande força no mercado.

Esta opção de escolha de combustível, dada ao consumidor no momento do reabastecimento, cria uma competição franca entre o etanol e a gasolina, aumentando paulatinamente as inter-relações entre os mercados de combustíveis fósseis e de fontes renováveis. O ano de 2008 foi o primeiro em que, em diversos meses, foi possível observar vendas de etanol (alcoóis anidro e hidratado) superiores às vendas de gasolina A (vide gráfico abaixo).

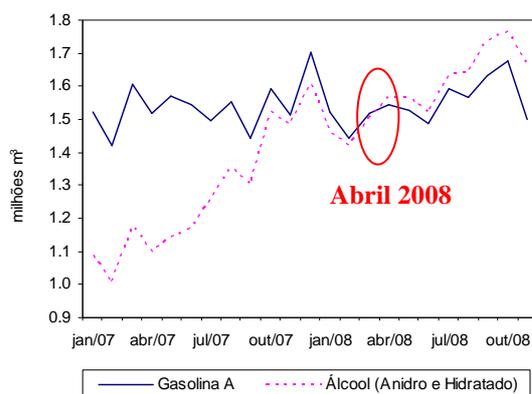


Gráfico 4: Vendas de gasolina e etanol

Essas inter-relações entre combustíveis fósseis e renováveis, de caráter mandatório ou autorizado, e ainda em desenvolvimento, fazem-nos inferir que relações causais devam estar surgindo entre estes combustíveis, afetando suas regras de precificação, o que será verificado no decorrer deste trabalho.

Importante mencionar que houve no Brasil uma curva de aprendizado relacionada à produção e ao uso do etanol que faz com que, conforme observado por Nastari (2005), o setor possa ter

se desenvolvido de forma significativa e apresente atualmente competitividade com a gasolina sem qualquer tipo de subsídio. No gráfico abaixo é possível visualizar que isto também é verdade em relação ao mercado internacional, com a equiparação paulatina do preço do álcool anidro ao da gasolina.

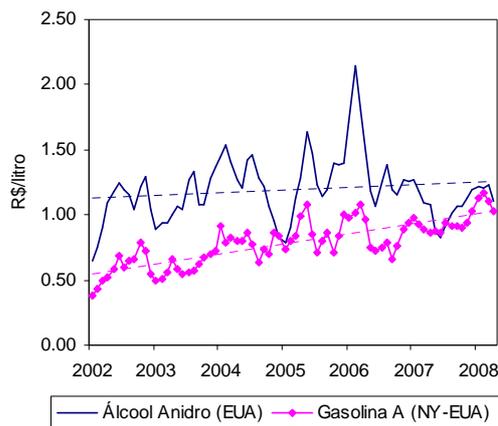


Gráfico 5: Curva de aprendizado do etanol

Uma vez que diversos países estão também introduzindo combustíveis renováveis em suas matrizes energéticas, em boa parte devido a uma maior conscientização ambiental, formalizada através do Protocolo de Kyoto, proposto em 1997, ratificado em 1999, mas tornado efetivo somente em 2005, com a adesão da Rússia, a exportação de etanol se tornou uma realidade, com volumes crescentes ano após ano (vide gráfico a seguir).

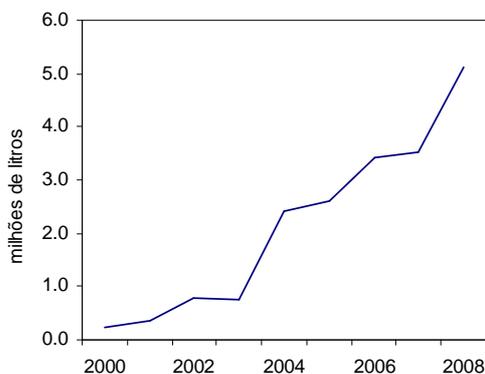


Gráfico 6: Volume de exportações de etanol
Fonte: UNICA (2008)

Marcoccia (2007) lista, na tabela abaixo, os percentuais estabelecidos por alguns países para a mistura do álcool anidro à gasolina, sendo que a perspectiva é de aumento dos percentuais e adesão de novos países nos próximos anos.

<i>Até 5%</i>	<i>Entre 5% e 10 %</i>	<i>Mais de 10%</i>
União Européia, Índia, Filipinas, Equador, Bolívia, Vietnã, Japão (E3 ou ETBE7).	EUA, Canadá, China, Tailândia, Austrália, Peru, Colômbia, Venezuela, República Dominicana, África do Sul, Etiópia, Nigéria, Coreia do Sul(?)	Brasil, Paraguai, Malásia, EUA (E85), Canadá (E85), Suécia (E85), Reino Unido (E85).

Fonte: F.O.Licht, 2006

Figura 1: Uso do etanol misturado à gasolina em diversos países

De acordo com a Organização das Nações Unidas para a Agricultura e Alimentação – FAO (2008), dentre os principais biocombustíveis produzidos no mundo, apenas o etanol brasileiro, produzido a partir da cana-de-açúcar, parece atualmente ser competitivo com combustíveis fósseis sem subsídios governamentais, colocando o Brasil como o mais eficiente produtor mundial de biocombustíveis, em especial, o etanol.

3 LITERATURA RELACIONADA

Costa (2000) analisou a transmissão de preços entre os segmentos produtor de álcool hidratado e varejo de álcool hidratado e entre os segmentos produtor de álcool anidro e varejo de gasolina C, verificando relações entre os mercados de gasolina e álcool, sugerindo que consideremos os preços da gasolina como potencial variável explicativa para os preços do etanol. A autora utilizou, em sua análise, dados da época em que os mercados de etanol e de gasolina C ainda não estavam liberados.

Marjotta-Maistro (2002) analisou o processo de formação e transmissão de preços no mercado de combustíveis para um período no qual os preços eram parcialmente liberados, correspondendo aos anos de 1995 a 2000, chegando a conclusões similares às de Costa, expostas acima.

Alves (2002) explorou as relações contemporâneas entre os preços do açúcar e do álcool anidro aplicando modelos vetoriais auto-regressivos (VAR), levando-nos a considerar esta família de modelos de regressão no presente trabalho. Foram apresentadas decomposições de variância e funções resposta de impulso, mas relações de causalidade e previsões não são abordadas no trabalho.

Tokgoz e Elobeid (2006) analisaram o impacto nos preços do etanol a partir de choques nos preços de três mercados / produtos relacionados: gasolina, milho e açúcar. Eles investigam o impacto destes choques no etanol levando em conta os mercados agrícola e de derivados de petróleo nos Estados Unidos e no Brasil. Como resultado, os autores observaram que a composição da frota de veículos no tocante ao combustível utilizado afeta o consumo do etanol, influenciando no preço da gasolina. Foi também encontrado no estudo que a mudança nos custos dos insumos afeta a rentabilidade dos produtores e o preço doméstico do etanol, sugerindo que consideremos os preços das matérias-primas do etanol como potenciais variáveis explicativas, assim como as mudanças nas frotas de veículos nos países estudados, em especial, a introdução dos carros *flex-fuel* no Brasil.

Martines-Filho et alii (2006), Lamounier, Campos Filho e Bressan (2006) e Cabrini e Marjotta-Maistro (2007) apontam a crescente competição entre etanol e açúcar, ambos produzidos a partir da mesma matéria-prima (cana-de-açúcar), assim como a concentração da produção no Estado de São Paulo, como questões-chave no equilíbrio de preços no mercado, indicando serem necessários investimentos em pesquisa e desenvolvimento a fim de desenvolver novas variedades de cana-de-açúcar melhor adaptáveis às condições edafoclimáticas (solo e clima) em regiões alternativas no Centro-Sul e Norte-Nordeste, a fim de tornar essas regiões capazes de competir com os baixos custos e altas produtividades obtidos em São Paulo. Destes trabalhos vimos que há evidências de que os preços do açúcar afetam a oferta e o preço do etanol, dada a competição existente entre esses produtos, ambos produzidos a partir da cana-de-açúcar no Brasil.

Um elemento importante neste panorama de mercado se refere ao comportamento dos preços do açúcar e do etanol no Brasil. Almeida e Silva (2006) evidenciam um movimento conjunto entre os preços do açúcar e do etanol e uma forte correlação entre eles. Os autores apontaram

também uma pequena alta dos preços em 2003, ano em que foram introduzidos os veículos *flex-fuel* na frota brasileira, sendo que o preço do açúcar também acompanhou a alta do preço do etanol, sugerindo uma relação de causalidade entre os preços do etanol e do açúcar, e uma mudança estrutural com a introdução dos veículos *flex-fuel*, aspectos que serão investigados adiante.

Medeiros, Souza, Montevechi e Rezende (2006) realizam uma análise e previsão de preços de açúcar e etanol utilizando a ferramenta *Crystal Ball Predictor*, que indica automaticamente o modelo que ajusta melhor os dados coletados. Embora os resultados obtidos sejam empíricos, e os modelos sejam selecionados automaticamente pela ferramenta utilizada, o trabalho sugere duas famílias de modelos que podem ser explorados como extensões do nosso trabalho: Alisamento Exponencial e Séries de Fourier.

A revisão da literatura relacionada levou-nos à verificação de que existe a necessidade de desenvolvimento adicional no campo de previsão de preços de etanol, em especial aplicando modelos de regressão das famílias de distúrbios auto-regressivos e médias móveis (ARMA), defasagens distribuídas finitas com distúrbios auto-regressivos (DDF-ARMA) e vetores auto-regressivos (VAR), sendo relevante o desenvolvimento deste tema no presente trabalho.

Do mesmo modo, a previsão de preços do etanol no mercado internacional e a possibilidade de arbitragem com o mercado doméstico, originada de descasamentos entre estes mercados, nos pareceram ainda pouco exploradas na literatura relacionada revisada e na prática empresarial. Dentre as possíveis razões, apontamos a recente e incipiente abertura dos mercados internacionais para o etanol produzido no Brasil e os volumes ainda pequenos, embora crescentes, das exportações. Estes motivos nos levaram a incluir um capítulo

adicional para tratarmos de arbitragem, inferindo ser este um tema de interesse para a academia assim como para o setor sucroalcooleiro.

4 DESCRIÇÃO DOS DADOS

As variáveis utilizadas neste trabalho encontram-se resumidas abaixo.

Produto	Tipo	Dado	Variável	Mercado	Periodicidade	Fonte	Unidade Original
Álcool	Anidro	Preço	lalcandbra	SP	Mensal	CEPEA/ESALQ	R\$ / litro
Álcool	Hidratado	Preço	lalchidratbra	SP	Mensal	CEPEA/ESALQ	R\$ / litro
Álcool	Anidro	Preço	lalcandus	EUA	Diário	Bloomberg	US\$ / galão
Açúcar	Cristal	Preço	lacusp	SP	Diário	CEPEA/ESALQ	R\$ / saca 50Kg
Açúcar	Cristal	Preço	lacuus	EUA	Diário	NYBOT	US\$ / libra
Gasolina	A	Preço	lgasbra	Brasil	Semanal	ANP	R\$ / litro
Gasolina	A	Preço	lgasus	EUA	Diário	NYMEX	US\$ cents / galão
Petróleo	Brent	Preço	lbrent	Inglaterra	Diário	Bloomberg	US\$ / bbl
Petróleo	WTI	Preço	lwti	EUA	Diário	Bloomberg	US\$ / bbl
Cana-de-açúcar	-	Preço	lcana	SP	Mensal	UDOP/Consecana	R\$ / Kg ATR
Cana-de-açúcar	-	Volume (moagem)	lprodcana	Centro-Sul	Quinzenal (safra – abr-dez)	UDOP/Consecana UNICA	Toneladas
Cana-de-açúcar	-	Volume (moagem)	lprodcanax	Centro-Sul	Quinzenal (ajuste p/o ano – jan-dez)	UDOP/Consecana UNICA	Toneladas
Milho	Debulhado	Preço	lmilhou	EUA	Mensal	Bloomberg	US\$ / bushel
Veículos	Flex Fuel	Vendas	lvdsflex	Brasil	Mensal	ANFAVEA	Unidades
Mistura	Álcool / Gasolina	Percentual	mistanidgas	Brasil	Mensal	MAPA	Percentual
Câmbio	Real / Dólar	Cotação (média)	lcambio	Brasil	Diária	Banco Central do Brasil	R\$ / US\$

Figura 2: Descrição dos dados utilizados⁴

⁴ As variáveis iniciadas com “l” sofreram transformação logarítmica, por razões à frente abordadas.

Devido à grande diversidade na periodicidade das variáveis (dados diários, semanais, quinzenais e mensais), optamos por padronizar as informações em séries mensais. Para tal, foram consideradas as médias aritméticas mensais dos períodos mais curtos disponíveis, conforme procedimento adotado por Lamounier, Campos Filho e Bressan (2006). Por exemplo, no caso da gasolina no mercado internacional, estão disponíveis dados diários, semanais e mensais. Uma vez que normalmente são informados os valores de fechamento, para uma maior representatividade do nível de preços de cada mês são calculadas as médias aritméticas mensais das cotações diárias da gasolina.

Os dados passaram por uma transformação monotônica pelo logaritmo, com exceção da mistura de álcool anidro na gasolina C (*mistanidgas*), visando estabilizar a variância e diminuir a presença de heterocedasticidade nas séries, o que também facilita a leitura de elasticidades.

Uma vez que os testes de raiz unitária não rejeitaram que as séries sejam estacionárias, optamos por trabalhar no logaritmo ao invés de aplicar primeiras-diferenças, o que significaria trabalhar com log-retornos. A única exceção em relação a estacionaridade foi a série de preços da gasolina no mercado doméstico, merecendo análise específica. Este assunto será tratado em detalhe no Capítulo 5 – Análise Econométrica.

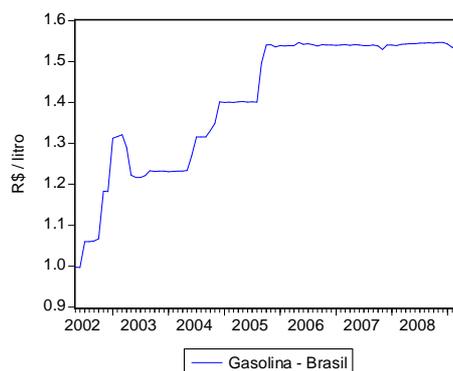
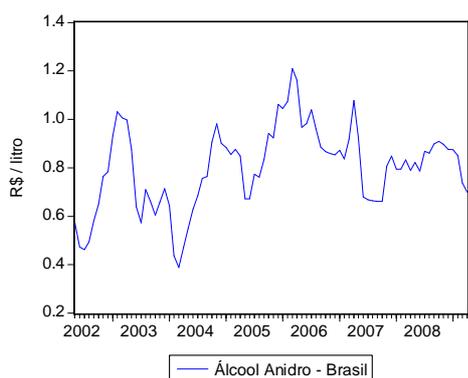
O período de análise considerado foi maio de 2002 a abril de 2009, englobando 84 observações, totalizando 7 anos. O período abrange sete safras completas de cana-de-açúcar, com o objetivo de capturar corretamente a sazonalidade e as inter-relações no negócio.

O início da amostra em maio de 2002 foi proposital, pois os dados anteriores são muito pouco informativos, em especial o preço da gasolina (*lgasbra*), devido ao controle de preços exercido pelo governo antes da flexibilização do monopólio do petróleo em 1997 e

desregulamentação dos derivados a partir de janeiro de 2002. O motivo das séries terem início em maio é que a safra de cana-de-açúcar inicia-se efetivamente neste mês, terminando em novembro, com colheitas marginais entre dezembro e abril.

No caso do preço da gasolina, cuja série divulgada pela ANP tem periodicidade semanal, foi criada uma regra para alocar o dado semanal ao mês com maior número de dias representados. Por exemplo, uma semana com 4 dias em janeiro e 3 em fevereiro teve seus dados contribuindo para a formação da média de preço de janeiro. Buscamos assim evitar distorções nos dados. No caso de dados diários e quinzenais, o cálculo é direto, pois cada informação possui correspondência direta ao mês a que se refere.

Foram consideradas como variáveis-chave para o preço do etanol no mercado doméstico o preço médio da gasolina no Brasil e os preços médios do açúcar e da cana-de-açúcar no Estado de São Paulo, devido à grande representatividade volumétrica deste Estado para o mercado de etanol (mais de 75% da produção do Centro-Sul).



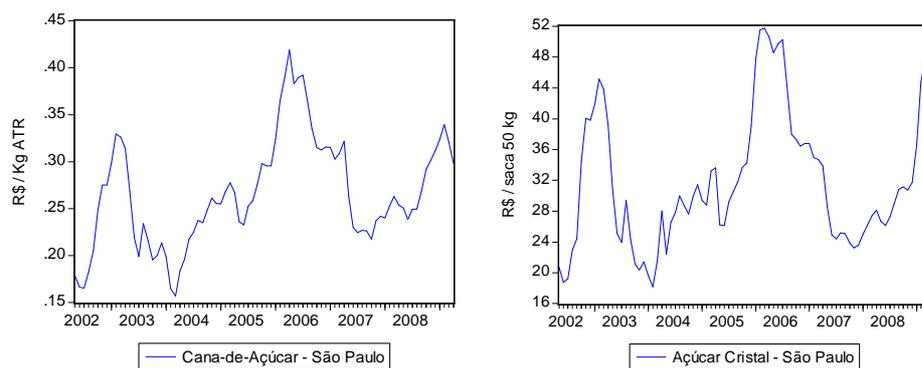


Figura 3: Principais variáveis utilizadas – Mercado doméstico

O mercado norte-americano foi selecionado como *proxy* para o mercado internacional para os fins deste trabalho devido ao seu alto nível de desenvolvimento e à sua relevância quanto às exportações brasileiras de etanol, representando em 2008 cerca de 54% do total exportado pelo país segundo dados do Ministério de Minas e Energia – MME (2009).

Os preços do etanol, açúcar e gasolina foram obtidos da Bloomberg, sendo o primeiro o preço médio no país (incluindo costas leste e oeste) e o segundo e o terceiro o preço de desembarque em Nova Iorque, para suprimento à costa leste (maior mercado no país para estes produtos).

O preço do milho, também obtido da Bloomberg, reflete os preços praticados no Estado norte-americano de Iowa, que possui a maior produção tanto de milho como de etanol nos Estados Unidos, servindo deste modo como uma *proxy* para o preço nacional naquele país.

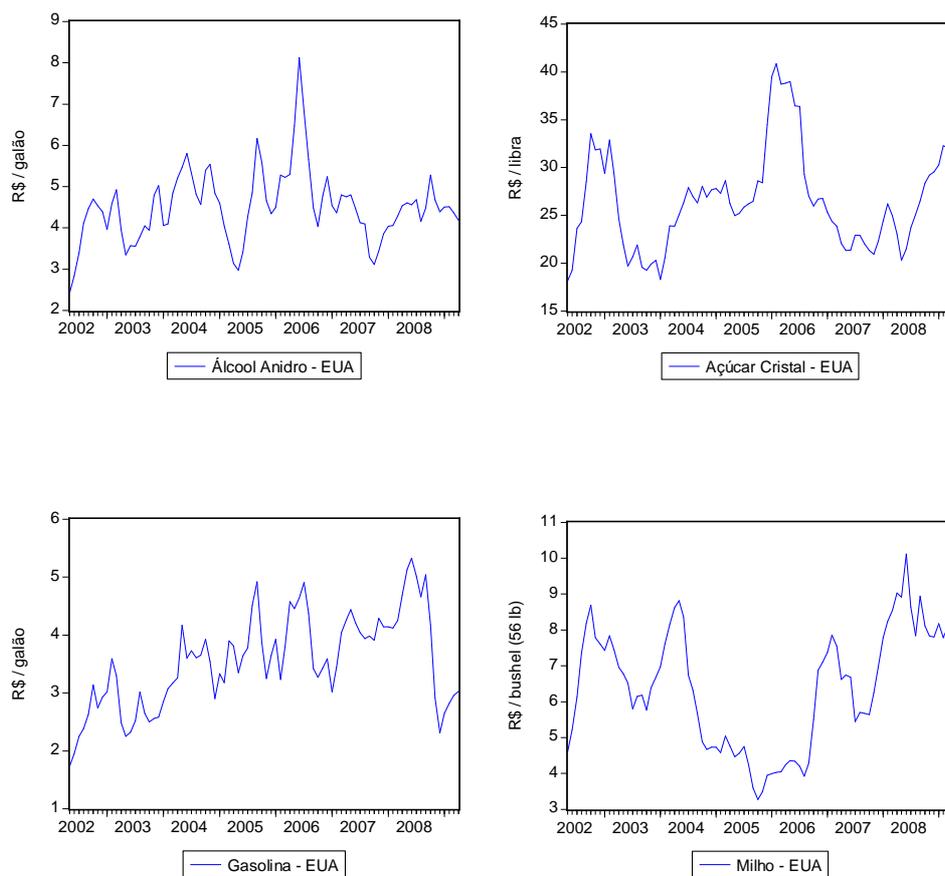


Figura 4: Principais variáveis utilizadas – Mercado internacional

Foram preservadas as condições de comercialização nos preços, ou seja, se um preço de referência possui impostos incorporados (ex: PIS/CONFIS), estes não foram descontados. Do mesmo modo, diferenças entre preços FOB e CIF (com ou sem frete) não foram eliminadas devido à subjetividade do ponto de entrega. O objetivo foi preservar as condições comerciais que afetam a formação de preços.

Mudanças nestas condições comerciais, seja nos impostos ou nos pontos de entrega, normalmente afetam o equilíbrio de mercado e, conseqüentemente, a precificação dos produtos. Preservando tais informações, temos a oportunidade de evidenciá-las e, conforme necessário, capturá-las através, por exemplo, de *dummies*.

As unidades foram preservadas da forma em que os dados são divulgados, para facilitar a compreensão dos resultados e a operacionalização dos modelos de previsão desenvolvidos.

Os preços internacionais, em dólares americanos, foram convertidos para reais pelas médias mensais históricas da taxa de câmbio.

Uma vez que a inflação brasileira apresentou-se controlada e em baixos níveis no período analisado, optamos por utilizar preços nominais, prática adotada por Lamounier, Campos Filho e Bressan (2006) e por diversos autores de pesquisas no setor de petróleo e derivados. Adicionalmente, os preços nominais facilitam a leitura pelo setor, que possui memória e maior interesse em dados monetários.

Como já informado, a safra da cana-de-açúcar concentra-se em sete meses do ano, de maio a novembro. Os dados de moagem são divulgados pelo Consecana – Conselho dos Produtores de Cana-de-açúcar, Açúcar e Alcool do Estado de São Paulo (2009) – como valores acumulados, de abril a dezembro. Assim, não é possível obter a moagem de janeiro a março, embora esta seja relativamente pequena. Optamos por trabalhar com os dados conforme fornecidos (*lprodcana*) como também distribuir a moagem acumulada até abril entre os 4 primeiros meses do ano com pesos arbitrados em 5%, 10%, 20% e 65% (*lprodcanax*).

Esta última metodologia reflete melhor o fato de haver moagem no início do ano devido à cana que não foi colhida até o final da safra. Por exemplo, segundo a UNICA (2009), apenas na primeira quinzena de janeiro de 2009 foram moídas 2,3 milhões de toneladas de cana-de-açúcar por 46 usinas, totalizando uma produção aproximada de etanol de 100 milhões de litros. Em fevereiro de 2009, 26 usinas ainda estavam moendo cana-de-açúcar.

Pela sua característica cíclica ao longo do ano, a produção de cana-de-açúcar candidata-se a ser uma excelente variável para capturar a sazonalidade nos preços da cana-de-açúcar e do etanol (vide gráfico abaixo).

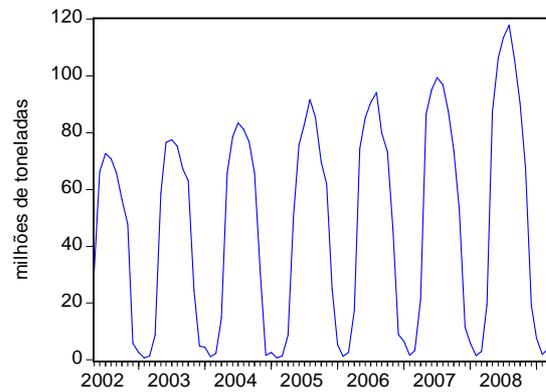


Gráfico 7: Produção mensal (moagem) de cana-de-açúcar
Fonte: CONSECANA / UDOP (2009)

Vamos comparar mais adiante a utilização da moagem de cana-de-açúcar (*lprodcanax*) com alternativas tradicionais de dessazonalização, como a utilização de *dummies* mensais.

5 ANÁLISE ECONOMÉTRICA

Neste capítulo desenvolveremos os modelos de regressão que serão utilizados para a previsão de preços do etanol nos mercados doméstico (seção 5.1) e internacional (seção 5.2). Para cada seção propomos o ajuste de modelos das famílias (1) modelos auto-regressivos com médias móveis – ARMA, (2) modelos com defasagens distribuídas finitas de variáveis independentes explicativas com distúrbios auto-regressivos da variável dependente – DDF-ARMA⁵ e (3) modelos vetoriais auto-regressivos – VAR.

No Capítulo 6 realizaremos previsões *pseudo* fora-da-amostra e utilizaremos as estatísticas de previsão, em especial a Raiz do Erro Quadrático Médio e o Coeficiente de Desigualdade de Theil, para selecionarmos os melhores modelos de previsão dentre os estudados. Além disso, ilustraremos a aplicação dos modelos através de previsões fora-da-amostra.

O correlograma da série de preços do álcool anidro (*lalcandbra*), apresentado abaixo, mostra uma forte persistência, que se prolonga até a defasagem quatro, nitidamente caracterizada pelas autocorrelações parciais. Ao mesmo tempo, o decaimento razoavelmente rápido das autocorrelações mostra um comportamento característico de séries com termos auto-regressivos.

⁵ Os modelos de regressão com defasagens distribuídas finitas (DDF) e distúrbios auto-regressivos de ordem p com médias móveis de ordem q (ARMA(p,q)) foram sintetizados neste trabalho como DDF-ARMA(p,q) apenas com o objetivo de facilitar a referência, não sendo esta nomenclatura difundida na literatura relacionada.

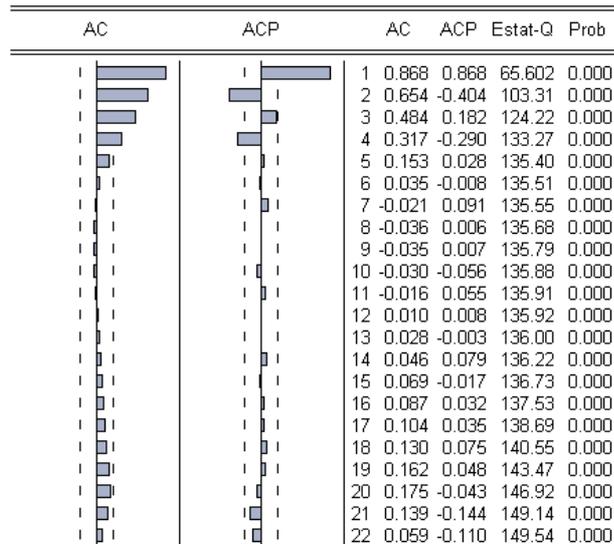


Figura 5: Correlograma da série de preços do álcool anidro no Brasil

Deste modo, optamos por explorar a família de modelos auto-regressivos, iniciando pelos modelos ARMA(p,q), com desenvolvimento conforme Box e Jenkins (1976), seguido pelos modelos DDF-ARMA(p,q), e por fim, modelos VAR(p).

Para selecionarmos os modelos ARMA foram utilizados os critérios de informação AIC e SIC para combinações de até quatro defasagens no termos auto-regressivos (AR) e médias móveis (MA).

Para selecionarmos os modelos DDF-ARMA, foram incluídas todas as possíveis variáveis independentes explicativas e selecionadas aquelas que, em conjunto, obtiveram melhores estatísticas de regressão, em especial, o Erro Padrão da Regressão, a Máxima Verossimilhança e os Critérios de Informação AIC e SIC. Para a determinação da quantidade de defasagens foram utilizados, de forma análoga aos modelos ARMA, os critérios de informação AIC e SIC.

Com relação ao modelo VAR, também foram utilizados os critérios AIC e SIC para a seleção do número de defasagens. Para a identificação de causalidade entre as variáveis foi utilizado o teste desenvolvido por Granger (1969).

De acordo com Hamilton (1994), os resultados empíricos de qualquer teste de causalidade de Granger podem ser surpreendentemente sensíveis à escolha do número de defasagens ou aos métodos utilizados para lidar com a potencial não-estacionaridade das séries.

Para detectar o problema de não-estacionaridade utilizamos os testes de raiz unitária mais difundidos: ADF (Augmented Dickey-Fuller), ERS DF-GLS (Elliott-Rothenberg-Stock Dickey-Fuller - Generalized Least Squares) e KPSS (Kwiatkowski, Peter, Schmidt e Shin)⁶.

Devido ao baixo poder dos testes de raiz unitária, a utilização de três testes distintos visa a dar maior confiabilidade ao diagnóstico. Caso haja séries não-estacionárias, aplicaremos preferencialmente primeiras-diferenças para a remoção da tendência estocástica ou da não-estacionaridade no nível.

Além da causalidade-Granger, com o modelo VAR especificado serão geradas as funções resposta de impulso e a decomposição da variância. Essas ferramentas podem ser úteis para compreender as inter-relações entre as variáveis e auxiliar na especificação de modelos melhor estruturados.

A especificação dos modelos será validada através da aplicação do teste de estabilidade Ramsey RESET (Regression Specification Error Test), proposto por Ramsey (1969).

⁶ O número de defasagens nos testes de raiz unitária foram selecionados automaticamente utilizando os critérios SIC (teste ADF), Modified AIC (teste ERS DF-GLS) e Newey-West Bandwidth (teste KPSS).

Por fim, realizaremos testes de Cointegração seguindo Johansen (1988; 1991). Caso se verifique cointegração, iremos utilizar o mecanismo de correção de erro proposto por Johansen e Juselius (1990) através de Vetores de Correção de Erro (VEC).

5.1 MERCADO DOMÉSTICO

Podemos observar na figura abaixo que os preços do álcool anidro (*alcanidbra*) e do álcool hidratado (*alchidratbra*) no mercado brasileiro são fortemente correlacionados, oscilando conjuntamente ao longo do tempo.

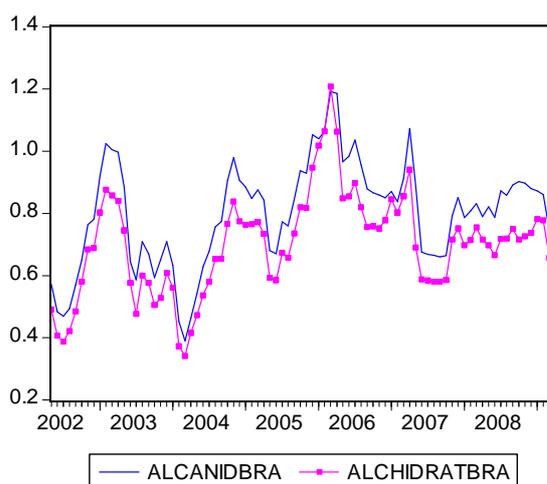


Gráfico 8: Comportamento dos preços dos alcoóis anidro e hidratado

De fato, uma regressão simples (MQO) entre os alcoóis anidro e hidratado, controlada para tendência e sazonalidade, obtém um R^2 de 0,9763, sendo o coeficiente do álcool hidratado 0,9551 em relação ao anidro, demonstrando o comportamento muito próximo destes preços e sugerindo uma provável cointegração das séries.

Deste modo, para evitar problemas de multicolinearidade e possíveis problemas de cointegração, optamos por desenvolver o modelo utilizando o álcool anidro como variável dependente, descartando o álcool hidratado. Embora a produção nacional do álcool hidratado tenha superado a do álcool anidro a partir de 2006, com o impulso dado na produção dos carros *flex-fuel*, o álcool anidro teve produção preponderante no período estudado e continua sendo a referência de preços para o setor, principalmente no mercado internacional, que ainda não utiliza exclusivamente álcool (hidratado) de forma sistemática nos motores automotivos. Além disso, devido à alta correlação entre estas variáveis, a opção pela utilização de uma ou de outra produziria resultados bastante semelhantes.

Foram modeladas tanto tendência linear como quadrática, obtendo estatísticas de ajuste muito próximas.

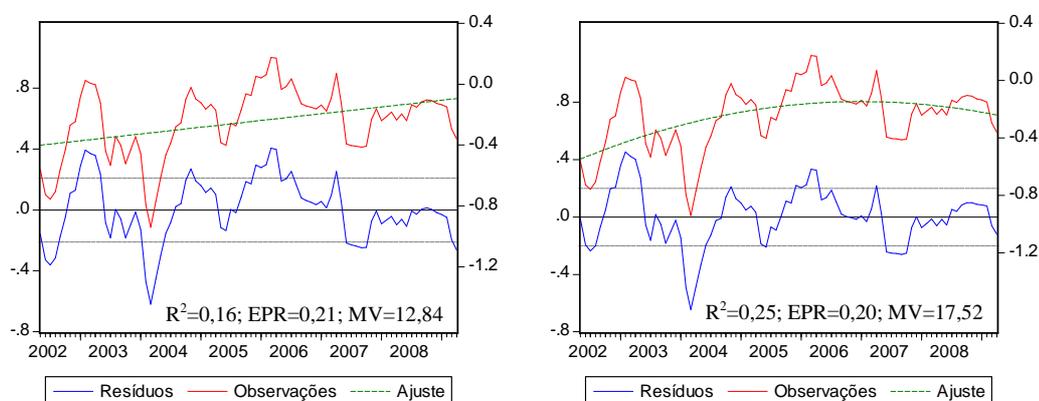


Figura 6: Regressões com tendências linear e quadrática – Mercado doméstico ⁷

Optamos por utilizar a tendência quadrática que possui melhores estatísticas de regressão além de refletir (i) o aumento paulatino da produção (oferta) de etanol no país em resposta à maior produção doméstica de veículos *flex-fuel* e ao aumento no volume de exportações; (ii) a queda do consumo (demanda) por causa da recente crise econômica mundial, com reflexo no

⁷ R²: Coeficiente de Determinação; EPR: Erro Padrão da Regressão; MV: Máxima Verossimilhança.

preço do etanol e derivados de petróleo e (iii) o aumento da produtividade e a diminuição dos custos na produção do etanol, reflexo da curva de aprendizado do setor, possibilitando diminuição paulatina dos preços relativos do etanol, tornando-o mais competitivo com a gasolina mesmo depois de retirados os subsídios diretos pelo governo.

Com relação à sazonalidade, apontamos três opções para tratamento: (i) *dummies* mensais ($d2...d12$); (ii) produção mensal de cana-de-açúcar entre os meses de abril a dezembro ($lprodcana$); e (iii) produção mensal de cana-de-açúcar entre os meses de janeiro a dezembro ($lprodcanax$), sendo os dados de janeiro a março construídos a partir de uma intervenção na série original, por não serem disponibilizados.

Ao realizarmos o Teste de Wald sobre as *dummies* mensais ($d2...d12$) numa regressão controlando tendência quadrática, não rejeitamos que $d2...d12$ sejam conjuntamente não-significativas.

Ao realizarmos uma regressão contendo a informação de produção mensal de cana-de-açúcar entre abril e dezembro ($lprodcana$), obtivemos esta variável não significativa.

Por outro lado, ao realizarmos uma regressão contendo a informação de produção mensal de cana-de-açúcar entre janeiro e dezembro ($lprodcanax$), obtivemos esta variável significativa.

As estatísticas de regressão, em especial o Erro Padrão e os critérios AIC e SIC, sugerem que a variável $lprodcanax$ é mais apropriada para tratar a sazonalidade nos preços do álcool anidro no mercado doméstico do que as *dummies* sazonais $d2...d12$ e a variável $lprodcana$.

Deste modo, com base nas estatísticas da regressão e apoiados pelo princípio da parcimônia⁸, substituiremos as onze dummies mensais ($d2...d12$) no modelo pela informação mensal de produção de cana-de-açúcar de janeiro a dezembro ($lprodcanax$) para tratar a sazonalidade nos dados (vide Capítulo 4 - Gráfico 7).

Explorando ainda um procedimento adicional para tratamento da sazonalidade, aplicamos o método Census X12 utilizado pelo *U. S. Census Bureau* do *U. S. Department of Commerce*. Os resultados obtidos pela aplicação dos dois últimos métodos citados encontram-se abaixo.

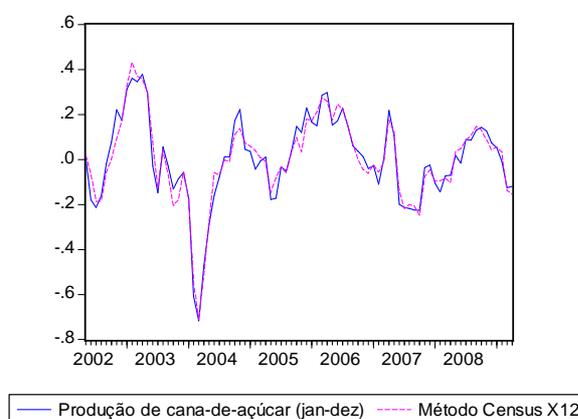


Gráfico 9: Séries de preços do álcool anidro sem tendência e dessazonalizadas

Uma vez que as séries dessazonalizadas obtidas são bastante similares, e considerando a dificuldade de recompor a série original ao aplicarmos o método Census X12, optamos por permanecer com a série de produção mensal de cana-de-açúcar de janeiro a dezembro ($lprodcanax$) para tratar a sazonalidade nos dados.

O correlograma da variável dependente – preço do álcool anidro ($lalcanidbra$) – já eliminadas tendência e sazonalidade, mostra forte persistência, entretanto não sugerindo raiz unitária

⁸ Outros fatores mantidos constantes, modelos simples são normalmente preferíveis a modelos complexos. Em especial, modelos simples e parcimoniosos tendem a ser melhores para previsões fora-da-amostra em aplicações financeiras, econômicas e de negócios. Maiores detalhes em Diebold (2008).

(vide figura a seguir). Adicionalmente, as autocorrelações parciais sugerem um processo autoregressivo (AR) com até quatro defasagens. As autocorrelações apresentam um padrão complexo, indicando a possível presença de termos de médias móveis (MA).

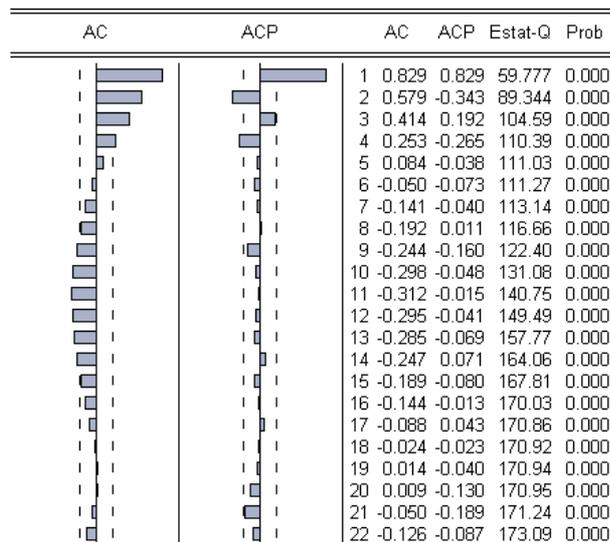


Figura 7: Correlograma da série de preços do álcool eliminadas tendência e sazonalidade ⁹

Embora o teste DF-GLS não rejeite raiz unitária, os testes ADF e KPSS a rejeitam. Deste modo, considerando os resultados e o baixo poder característico dos testes de raiz unitária, prosseguiremos com a hipótese de tendência determinística na série de preços do álcool anidro, embora tenhamos indicação de alta persistência, que deverá ser modelada adiante.

5.1.1 Modelo ARMA

Uma vez modeladas tendência e sazonalidade e atestada a estacionaridade da série, iremos ajustar a série de preços do álcool anidro seguindo um processo ARMA(p,q), baseados na dinâmica revelada pelo correlograma da série. O processo tem a seguinte representação geral:

⁹ AC: Auto-Correlação; ACP: Auto-Correlação Parcial; Estat-Q: Estatística-Q de Ljung-Box; Prob: p-valor.

$$y_t = \log(g_t) = \frac{\Theta(L)}{\Phi(L)} \varepsilon_t$$

(Equação 1)

$$\varepsilon_t \sim \text{Ruído Branco}(0, \sigma^2)$$

onde: g_t : série de preços do álcool anidro.

Para seleção do número de defasagens mais adequado aplicamos os critérios AIC e SIC em modelos ARMA(p,q) com p e q variando de zero a quatro. Obtivemos uma indicação pelo critério AIC de um modelo ARMA(3,4) e pelo critério SIC de um modelo ARMA(1,1).

Engle e Brown (1986) mostram que critérios com penalidades comparativamente mais severas para o número de graus de liberdade (por exemplo, o critério SIC) costumam selecionar melhores modelos de previsão.

Adicionalmente, quando os critérios AIC e SIC não selecionam o mesmo modelo, Diebold (2008) recomenda o uso do modelo selecionado pelo critério SIC, outros fatores mantidos constantes, sustentando que este procedimento está de acordo com o princípio da parcimônia e com os resultados obtidos em estudos comparando a performance de previsões fora-da-amostra de modelos selecionados por diversos critérios.

Sendo assim, uma vez que o critério SIC é mais parcimonioso por construção, optamos por modelar um processo ARMA(1,1), obtendo o seguinte resultado (vide Apêndice – Tabela A.1 para os resultados completos da regressão):

variável	lalcanidbra	p-valor
c	-0,6446	0,0256
t	0,0153	0,1520
t²	-0,0001	0,2195
lprodcanax	0,0047	0,6811
AR(1)	0,7017	0,0000
MA(1)	0,6738	0,0000
N	83	
R²	0,8347	
EPR	0,0949	
MV	80,7633	
AIC	-1,8015	
SIC	-1,6267	

Os termos de tendência linear e quadrática (t e t^2), assim como o termo sazonal, perderam significância com a inserção das variáveis explicativas no modelo. A realização de um teste Wald confirmou tal perda de significância, não rejeitando a hipótese nula de que sazonalidade e tendência sejam, conjuntamente, iguais a zero. Optamos por mantê-las no modelo uma vez que seus valores estimados ficaram próximos a zero e, utilizando um modelo mais parcimonioso, sem sazonalidade e tendência, os resultados obtidos foram praticamente idênticos.

O modelo obteve um bom ajuste, conforme mostrado a seguir.

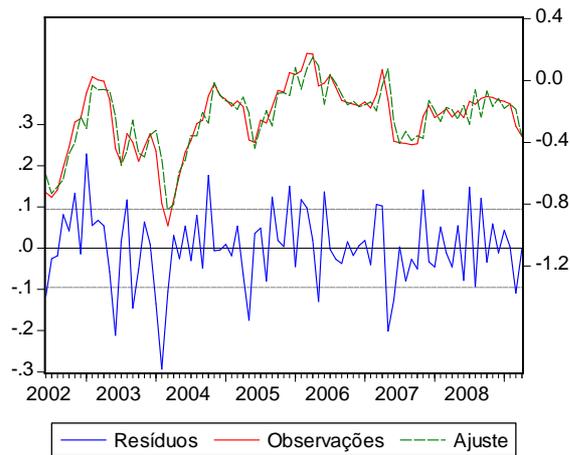


Gráfico 10: Ajuste do modelo ARMA(1,1) – Mercado doméstico

O correlograma dos resíduos não mostra correlação significativa em suas defasagens, não rejeitando a hipótese que estes sigam um processo de ruído branco¹⁰, sugerindo que a dinâmica foi bem capturada pelo modelo.

	AC	ACP	AC	ACP	Estat-Q	Prob
1	-0.015	-0.015	0.0205			
2	0.021	0.021	0.0593			
3	0.059	0.060	0.3692	0.543		
4	0.104	0.106	1.3314	0.514		
5	-0.115	-0.115	2.5256	0.471		
6	-0.088	-0.103	3.2389	0.519		
7	-0.122	-0.137	4.6108	0.465		
8	-0.014	-0.013	4.6296	0.592		
9	-0.006	0.039	4.6336	0.705		
10	-0.063	-0.037	5.0208	0.755		
11	-0.067	-0.067	5.4561	0.793		
12	0.000	-0.043	5.4561	0.859		
13	-0.124	-0.156	7.0178	0.798		
14	-0.064	-0.075	7.4334	0.828		
15	0.056	0.066	7.7602	0.859		
16	-0.059	-0.053	8.1317	0.882		
17	-0.068	-0.075	8.6203	0.897		
18	-0.035	-0.103	8.7529	0.923		
19	0.052	-0.014	9.0486	0.939		
20	0.053	0.046	9.3651	0.951		
21	0.035	0.037	9.5038	0.964		
22	-0.061	-0.079	9.9272	0.969		

Figura 8: Correlograma dos resíduos – Modelo ARMA(1,1)

¹⁰ Processo estocástico com média zero, variância constante e ausência de correlação serial (autocorrelação). É chamado *white noise* por analogia à luz branca, que é composta de todas as cores do espectro, em quantidades iguais. Podemos imaginá-lo como sendo composto por uma ampla variedade de ciclos de diferentes periodicidades, em quantidades iguais, sem possibilidade de previsão.

Apesar do teste de estabilidade Ramsey RESET não rejeitar que o modelo esteja bem especificado, o correlograma dos resíduos ao quadrado mostra a possibilidade de heterocedasticidade condicional, conforme abaixo:

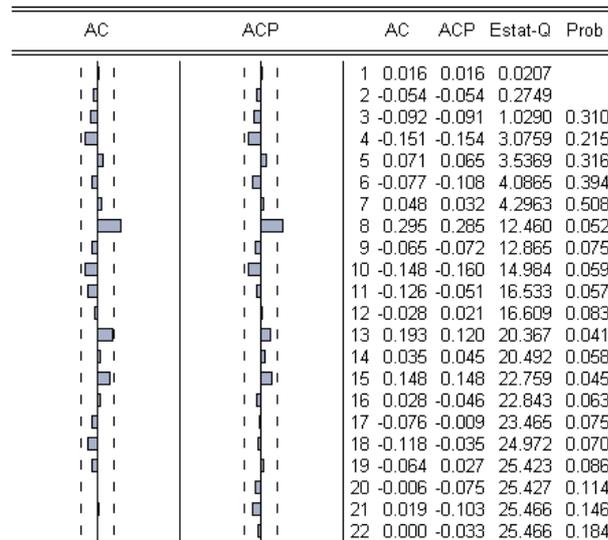


Figura 9: Correlograma dos resíduos ao quadrado – Modelo ARMA(1,1)

Para tratar da heterocedasticidade ajustamos um modelo GARCH (1,1), mas obtivemos pelos critérios de informação AIC e SIC que o modelo ARMA(1,1) é mais parcimonioso, e apresenta maior coeficiente de determinação (R^2) e menor Erro Padrão da Regressão (EPR). Uma vez que estamos interessados na previsão da média, e não da variância, optamos por seguir com o modelo ARMA(1,1).

Caso haja interesse na previsão da variância dos preços domésticos do etanol, o modelo GARCH(1,1) ajustado é mostrado no Apêndice – Tabela A.2. Este modelo será especialmente útil quando houver um mercado futuro líquido e maduro para o etanol, oferecendo séries históricas que tornem possíveis aplicações econométricas com interesse na volatilidade.

5.1.2 Modelo DDF-ARMA

Uma vez que temos indicações econômicas de variáveis que afetam o preço do álcool anidro, como (i) o preço da gasolina, que é um produto substituto; (ii) o preço do açúcar, que é um produto alternativo, produzido a partir das mesmas matérias-primas utilizadas para a produção do álcool anidro; e (iii) o preço da cana-de-açúcar, matéria-prima responsável por cerca de 70% do custo de produção do etanol, optamos por explorar modelos contendo, além das defasagens da variável dependente, outras variáveis explicativas.

Estes modelos, que conjugam processos dinâmicos univariados com modelos de regressão multivariados, são usualmente denominados *modelos de regressão com defasagens distribuídas finitas (DDF) e distúrbios auto-regressivos de ordem p e médias móveis de ordem q (ARMA(p,q))*, o qual sintetizamos, apenas por motivo de referência, conforme já dito, como modelos DDF-ARMA(p,q).

De acordo com Diebold (2008), regressões multivariadas e modelos univariados de séries temporais dinâmicas não devem ser vistos como competidores, mas sim como modelos complementares quando utilizados adequadamente.

Conforme proposto por Diebold, iniciamos com um modelo univariado como base, e então o generalizamos para permitir interações multivariadas, resultando em um modelo como:

$$\begin{aligned} y_t &= \log(g_t) = \beta_0 + \sum_{i=1}^{N_x} \delta_i x_{t-i} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= \frac{\Theta(L)}{\Phi(L)} v_t \\ v_t &\sim \text{Ruído Branco}(0, \sigma^2) \end{aligned} \tag{Equação 2}$$

onde: g_t : série de preços do álcool anidro;
 x_t : log das séries das N variáveis independentes, explicativas de y_t .

Para a determinação das variáveis independentes explicativas, partimos do modelo ARMA(1,1) ajustado na seção anterior e incluímos todas as variáveis explicativas disponíveis, contemporâneas e com duas defasagens. Passamos então a retirar, uma a uma, as variáveis explicativas e suas defasagens de acordo com sua significância como variável explicativa (p-valor), observando se houve melhora, com sua exclusão, nas estatísticas de regressão (R^2 , Máxima Verossimilhança e Critérios de Informação AIC e SIC). No processo, o termo de média móvel (MA) foi excluído, permanecendo o termo auto-regressivo (AR), com alta significância.

Muitas das variáveis e suas defasagens foram também eliminadas por problemas de sobre-identificação ou redundância, como é o caso do preço da gasolina nos EUA (*lgasus*) e do preço dos petróleos tipo brent (*lbrent*) e wti (*lwti*), todos fortemente correlacionados com o preço da gasolina no Brasil (*lgasbra*). Outro exemplo de variável eliminada por sobre-identificação ou redundância foi o preço doméstico do açúcar em São Paulo (*lacusp*), fortemente correlacionado com o preço do açúcar no mercado internacional (*lacuus*). O câmbio (*lcambio*) não se mostrou significativo uma vez que os preços internacionais já haviam sido convertidos de dólares para reais, incorporando o efeito cambial nos dados.

Uma vez selecionadas as variáveis explicativas significativas, foram realizados os testes de raiz unitária, que não rejeitaram a hipótese nula das séries históricas destas variáveis serem estacionárias, ou com tendência determinística, com exceção da série de preços da gasolina.

Isto ocorre, principalmente, devido à mudança de regime nos preços da gasolina, que a partir da desregulamentação dos preços dos derivados de petróleo em janeiro de 2002, passam a ser administrados, havendo reajustes apenas quando a defasagem entre o preço doméstico e o preço internacional ultrapassa determinados parâmetros monitorados pela Petrobras, levando

a série de preços da gasolina a apresentar alta persistência, devido aos longos períodos sem reajustes.

A aplicação do teste de Chow na série de preços domésticos da gasolina de fato confirma três quebras estruturais, em maio de 2003, junho de 2004 e agosto de 2005 (vide gráfico abaixo).

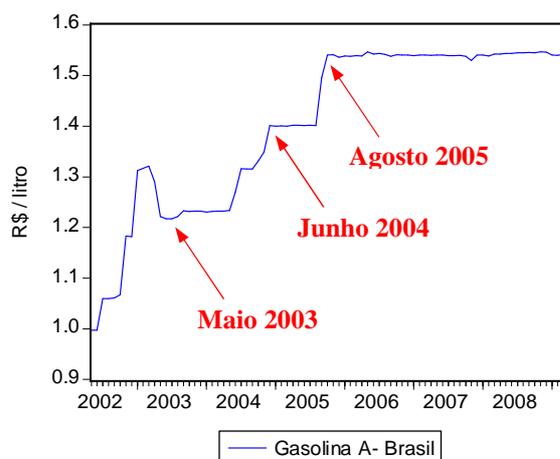


Gráfico 11: Política de administração do preço da gasolina no Brasil

Segundo Enders (1995), quando há quebras estruturais, os diversos testes estatísticos Dickey-Fuller e Phillips-Perron são viesados à não rejeição da raiz unitária. Um dos procedimentos sugeridos é a divisão da série em partes distintas, realizando os testes de raiz unitária em cada uma das partes isoladamente. O problema é que, além da perda de graus de liberdade nas regressões resultantes, temos dificuldade de dividir a série original de preços da gasolina em partes distintas devido ao curto período amostral e ao número elevado de quebras estruturais existentes.

Uma vez que esse comportamento do preço da gasolina tem efeito importante sobre a dinâmica de preços do etanol, e por estarmos interessados em modelos de previsão para os preços do etanol, e não para os preços da gasolina, sendo esta apenas uma das variáveis

explicativas no modelo, optamos por não diferenciá-la, mantendo todas as variáveis do modelo no nível, apenas aplicando a transformação monotônica pelo logaritmo.

Os coeficientes estimados para os termos de tendência linear (t) e quadrática (t^2) apresentaram baixa significância na regressão. Para verificar este ponto, realizamos um teste Wald, que indicou, conjuntamente, que os coeficientes são significantes (hipótese nula de que ambos sejam conjuntamente iguais a zero rejeitada).

Dado que o termo sazonal ($lprodcanax$) também se mostrou significativo, optamos por manter tendência e sazonalidade no modelo de regressão.

O modelo estimado, analisando as estatísticas de ajuste de diversas regressões, e sempre seguindo o princípio da parcimônia, está descrito a seguir (vide Apêndice – Tabela A.3 para informações adicionais).

variável	lalcanidbra	p-valor
c	0,7563	0,0021
t	-0,0034	0,1327
t2	0,0000	0,5954
lprodcanax	0.0111	0,0021
lalcanidbra(-1)	0.7686	0,0000
lgasbra	0.4909	0,0309
mistanidgas(-1)	1.2239	0,0075
lcana	1.4410	0,0000
lcana(-1)	-1.0520	0,0000
lacuus	-0.2506	0,0000
N	83	
R²	0.9652	
EPR	0,0447	
MV	145,4365	
SIC	-3,2635	
AIC	-2,9721	

O modelo obteve um excelente ajuste, conforme mostrado abaixo.

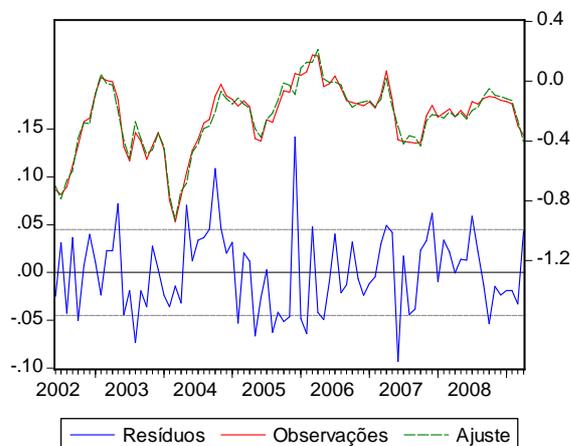


Gráfico 12: Ajuste do modelo DDF-ARMA(1,0) – Mercado doméstico

Os resultados da regressão, em especial os sinais dos coeficientes estimados, estão de acordo com o esperado.

O preço do álcool anidro (*lalcandbra*) possui uma tendência determinística quadrática decrescente (t e t^2), aderente à curva de aprendizado do etanol já comentada anteriormente, com sazonalidade determinada pela produção mensal (moagem) de cana-de-açúcar (*lprodcanax*).

A alta persistência da série é capturada pela primeira defasagem da variável dependente (*lalcandbra(-1)*), cujo coeficiente foi estimado em 0,7686.

O preço da gasolina (*lgasbra*), produto substituto ao etanol, também exerce forte influência no preço do álcool anidro. Na prática, funciona como um teto para o preço do etanol, uma vez que existe uma paridade energética entre a gasolina e o etanol de aproximadamente 1,0 : 0,7, ou seja, quando o preço do álcool hidratado está cerca de 70% do preço da gasolina, existe uma indiferença econômica quanto ao abastecimento de um veículo *flex-fuel* por um ou outro produto (Marjotta-Maistro e Asai, 2006)¹¹. Um aumento do preço da gasolina, portanto, abre espaço para aumento do preço do etanol (alcoóis anidro e hidratado), incrementando as margens dos produtores.

As diversas alterações na mistura compulsória de álcool anidro na gasolina (*mistanidgas(-1)*), para fins de especificação da gasolina C vendida nos postos de serviço ao consumidor final, que varia de 20 a 25% de acordo com a Lei 10.464 de maio de 2002 – Art. 16, afetam positivamente, com defasagem de um período, o preço do álcool anidro, o que está em acordo

¹¹ Esta paridade energética no preço ao consumidor final em realidade varia entre 60% e 70%, pois é afetada pela alíquota de ICMS aplicada ao etanol por cada Estado (base em alíquotas vigentes em junho de 2009).

com a teoria econômica. O aumento do percentual de mistura de álcool anidro na gasolina faz com que sua demanda cresça, estimulando um aumento de preço (vide gráfico abaixo).

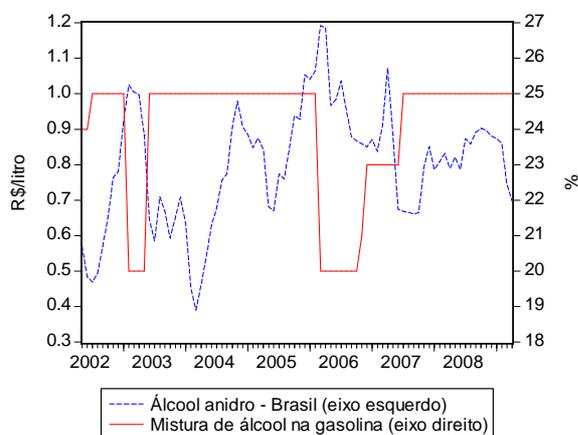


Gráfico 13: Mudanças no percentual da mistura álcool anidro x gasolina¹²

O preço da cana-de-açúcar como variável explicativa é bastante significativo, conforme esperado, uma vez que corresponde a cerca de 70% do custo de produção do etanol. Assim, alterações no preço da cana-de-açúcar (*lcana*) têm reflexo contemporâneo positivo no preço do álcool, já que os produtores tentam repassar esse incremento de custo aos consumidores.

Ocorre que, como resposta ao aumento de preço do etanol, os consumidores passam a substituí-lo pela gasolina, fazendo com que a sua demanda caia, levando a uma posterior queda de preço. A primeira defasagem do preço da cana-de-açúcar (*lcana(-1)*) já captura esta dinâmica, apresentando efeito negativo no preço do álcool anidro, anulando parcialmente o choque positivo contemporâneo.

Por fim, um aumento no preço do açúcar no mercado internacional (*lacuus*) leva os produtores a aumentar a moagem de cana visando obter maior volume de açúcar para venda.

¹² Embora tenha mostrado significância estatística, a variável *mistanidgas* deve perder relevância no futuro devido à paulatina substituição da gasolina C, mistura de álcool anidro e gasolina A, pelo álcool hidratado.

Como consequência, o volume de etanol produzido também sofre um incremento, levando a uma sobre-oferta e, em resposta, a uma queda do preço do álcool anidro (*lalcandbra*).

Importante salientar que não podemos ignorar o fato de haver uma entidade de representação dos produtores de açúcar e etanol (UNICA) com representatividade suficiente no setor para regular a oferta de açúcar e etanol por seus associados, com isso afetando o equilíbrio econômico dos mercados, podendo influenciar na formação de preço do açúcar e do etanol no mercado interno com o intuito de restabelecer o equilíbrio entre a produção de açúcar e de etanol nas usinas ou mesmo defender os produtores de variações excessivas de preços entre a safra e a entressafra da cana-de-açúcar.

O correlograma dos resíduos da regressão (a seguir) mostra que a dinâmica foi bem capturada pelo modelo, não restando estrutura nos erros.

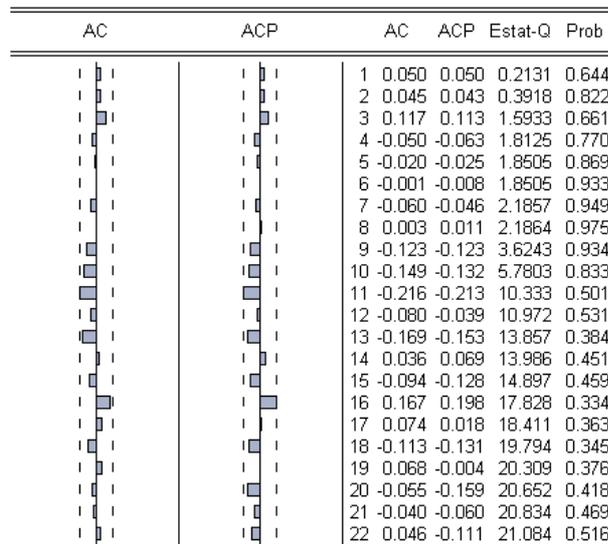


Figura 10: Correlograma dos resíduos – Modelo DDF-ARMA(1,0)

O teste de estabilidade Ramsey RESET não rejeita que o modelo esteja bem especificado e o correlograma dos resíduos ao quadrado, desta vez, ao contrário do modelo ARMA(1,1) ajustado na seção anterior, não mostra indícios de heterocedasticidade.

5.1.3 Modelo VAR

Um modelo multivariado auto-regressivo de ordem p – VAR(p) – envolvendo N variáveis requer a estimação de N equações distintas, onde em cada equação regredimos a variável dependente relevante em p defasagens dela mesma e p defasagens de todas as outras variáveis consideradas no modelo.

Em contraste com os modelos univariados ARMA, e mesmo com os modelos multivariados DDF-ARMA, os modelos VAR permitem capturar dinâmicas cruzadas (vetoriais) entre as variáveis. Sua forma generalizada é dada por:

$$Y_t = \log(G_t) = \sum_{i=1}^N \Theta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{Equação 3})$$

$$\varepsilon_t \sim \text{Ruído Branco}(0, \sigma^2)$$

onde: G_t : vetor da série de preços do álcool anidro
 Y_{t-i} : matriz das séries das N variáveis dependente e independentes, explicativas de Y_t .

Iremos modelar um processo VAR(p) utilizando as variáveis selecionadas para o modelo DDF-ARMA(p,q) na seção anterior, utilizando da mesma forma os critérios AIC e SIC para determinar o número de defasagens, iniciando por quatro.

Tivemos indicação de utilização apenas da primeira defasagem das variáveis tanto pelo critério AIC quanto pelo critério SIC, levando-nos à modelagem de um modelo VAR(1).

A seguir é mostrada a equação estimada para a variável de interesse – preço do álcool anidro (*lalcanidbra*) – objetivando a previsão. Os resultados completos da regressão pelo processo VAR, contendo todas as equações estimadas, são mostrados no Apêndice – Tabela A.4.

variável	lalcanidbra	p-valor
c	-2,1073	0,0001
t	- 0,0089	0,0701
t2	0,0000	0,1650
lprodcanax	0,0113	0,1323
lalcanidbra(-1)	0,6958	0,0000
lgasbra (-1)	1,1736	0,0121
mistanidgas(-1)	1,7858	0,0597
lcana(-1)	- 0,1213	0,5419
lacuus (-1)	0,3433	0,0011
N	83	
R²	0.8436	
EPR	0,0942	
MV	83,0606	
AIC	-1,7846	
SIC	-1,5223	

O modelo obteve um bom ajuste, conforme mostrado a seguir.

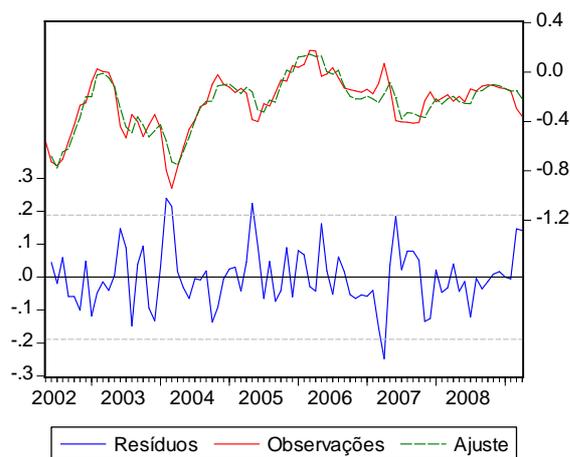


Gráfico 14: Ajuste do modelo VAR(1) – Mercado doméstico

Os resultados do ajuste, em especial os sinais dos coeficientes estimados, estão de acordo com o esperado e em linha com a estimação pelo modelo DDF-ARMA(1,0), com exceção para a significância do coeficiente estimado para o preço da cana-de-açúcar (*lcana*) e para o sinal do coeficiente estimado para o preço do açúcar no mercado internacional (*lacuus*).

Executando o teste de causalidade de Granger, verificamos que o preço da gasolina no mercado doméstico (*lgasbra*), o preço do açúcar no mercado internacional (*lacuus*) e as mudanças na mistura compulsória de álcool anidro na gasolina (*mistanidgas*) Granger-causam o preço do álcool anidro (*lalcandbra*) – vide Apêndice, Tabela A.5.

O preço da cana-de-açúcar (*lcana*) não Granger-causa o preço do álcool anidro, entretanto Granger-causa fortemente o preço do açúcar no mercado internacional (*lacuus*).

Os modelos VAR possuem a vantagem de capturar relações e dinâmicas complexas entre as variáveis incluídas no modelo, podendo gerar ajustes e previsões mais robustas do ponto de vista econométrico, com maior captura da dinâmica da variável dependente, embora a interpretação dos resultados da regressão seja, muitas vezes, igualmente complexa e as

relações capturadas entre as variáveis explicativas possam prejudicar a estimação de seu efeito sobre a variável dependente, que é o objetivo do modelo de previsão.

No caso do preço da cana-de-açúcar (*lcana*), sua significância como variável explicativa para o preço do álcool anidro (*lalcanidbra*) foi totalmente dominada pela sua alta significância como variável explicativa para o preço do açúcar no mercado internacional (*lacuus*), levando inclusive a uma troca de sinal do coeficiente estimado em relação ao modelo DDF-ARMA(1,0).

Deste modo, no modelo VAR(1) interpretamos que um aumento no preço da cana-de-açúcar (*lcana*) acarreta um aumento do preço do açúcar no mercado internacional (*lacuus*), já que é sua matéria-prima direta, sendo o Brasil atualmente o maior exportador mundial de açúcar.

O aumento no preço do açúcar no mercado internacional faz com que haja um incentivo para aumento da produção do açúcar no país, acarretando uma maior demanda por cana-de-açúcar, levando a um aumento adicional de seu preço.

Como a cana-de-açúcar é responsável por cerca de 70% do custo de produção do etanol, os produtores são forçados a repassar os custos aos consumidores, aumentando desse modo o preço do álcool anidro (*lalcanidbra*). Toda a dinâmica leva um período para acontecer.

Incluindo uma defasagem adicional no modelo VAR, os sinais estimados para a segunda defasagem do preço da cana-de-açúcar (*lcana(-2)*) e do preço do açúcar no mercado internacional (*lacuus(-2)*) são invertidos, mostrando uma reação dos consumidores ao aumento de preços, afetando negativamente o preço do álcool anidro. Deste modo, a dinâmica

capturada pelo modelo VAR é equivalente à dinâmica capturada no modelo DDF-ARMA(1,0), apenas com um período de defasagem e um mecanismo distinto de transmissão.

Gerando a decomposição da variância com fatorização por Cholesky, verificamos que, numa projeção três períodos à frente, cerca de 78% do erro é explicado pela primeira defasagem da variável dependente (*lalcanidbra(-1)*), 10% pela primeira defasagem do preço internacional do açúcar (*lacuus(-1)*), 7% pela primeira defasagem do preço doméstico da gasolina (*lgasbra(-1)*) e 4% pelo percentual de álcool anidro na gasolina (*mistanidgas(-1)*).

À medida que se aumenta o horizonte de previsão, as variáveis explicativas, em especial o preço internacional do açúcar (*lacuus*), passam a ter maior peso no erro de previsão. Isso é esperado devido à queda da persistência da variável dependente ao longo do tempo e ao fato de que o preço do açúcar no mercado internacional é a única variável explicativa no modelo que não tem sua dinâmica de alguma forma administrada no país (vide figura a seguir).

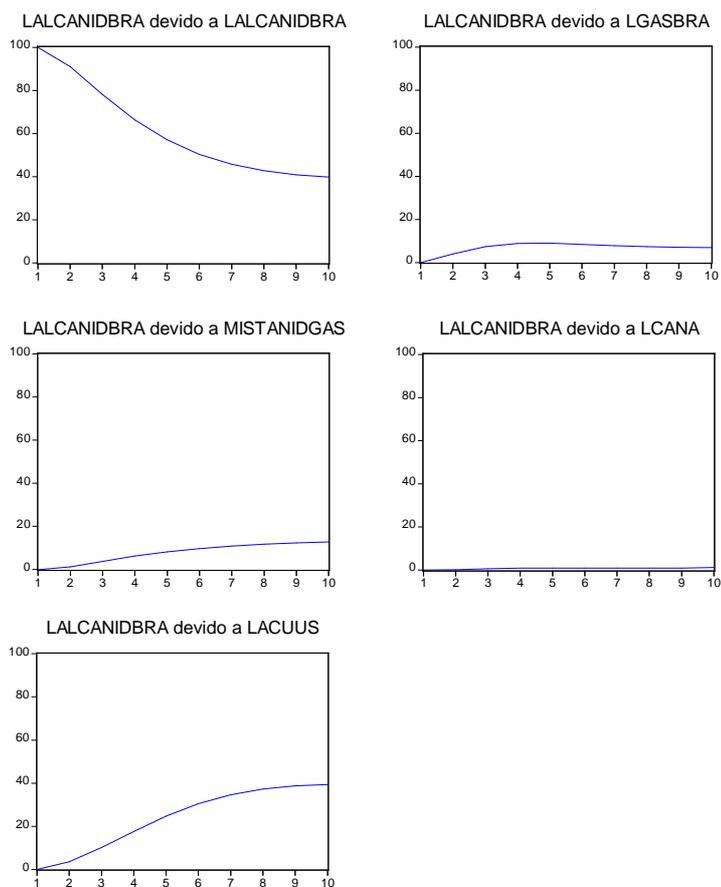


Figura 11: Decomposição da variância (Cholesky) – Modelo VAR(1)

Esta dinâmica pode ser também observada na função resposta de impulso em relação à variável dependente (vide figura seguinte). Um choque na própria variável dependente tem alta persistência, atingindo seu efeito máximo logo no período subsequente ao choque e dissipando-se somente após sete meses. Já um choque no preço internacional do açúcar tarda seis meses para atingir seu efeito máximo no preço do álcool anidro, apresentando também uma dissipação lenta. Choques no preço da gasolina e na mistura de álcool anidro na gasolina são também bastante persistentes, mas com efeito menor no preço do álcool.

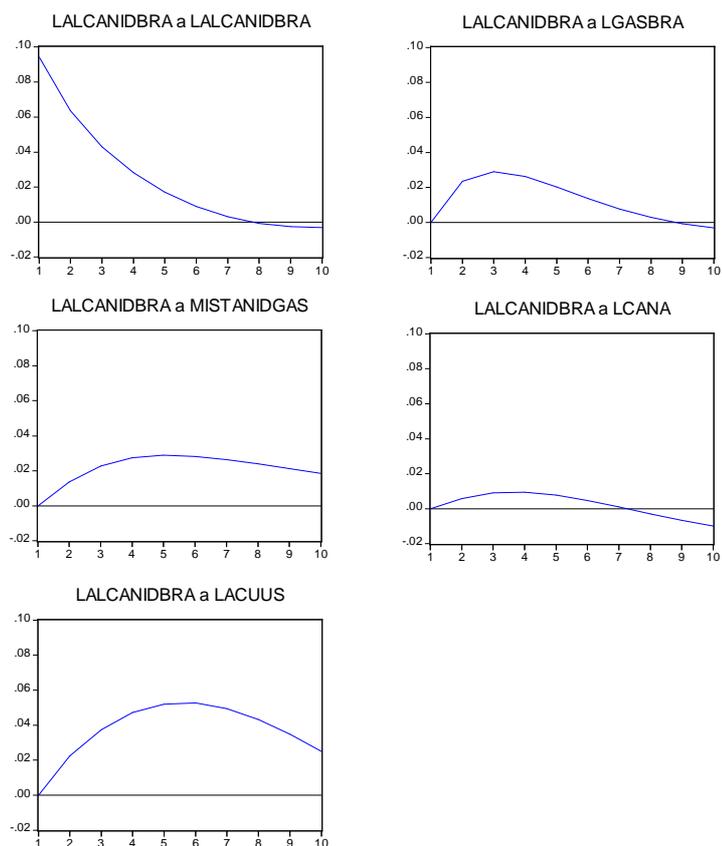


Figura 12: Função resposta de impulso – Modelo VAR(1)

Analisando os correlogramas dos resíduos mostrados a seguir, notamos que as autocorrelações estão praticamente todas dentro da faixa de dois desvios padrão a partir de zero, com alguns pontos fora, sugerindo que a dinâmica foi razoavelmente bem capturada pelo modelo.

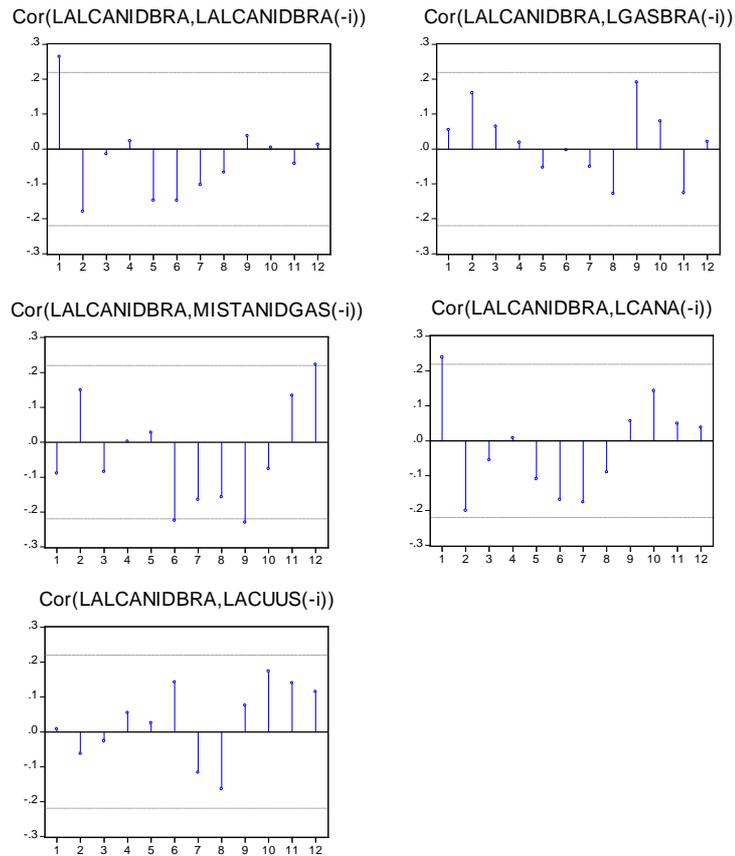


Figura 13: Autocorrelações residuais – Modelo VAR(1)

Por fim, é importante que seja realizado um teste de cointegração. Foi indicada uma equação de cointegração tanto pelo teste do traço (Trace) quanto pelo teste do máximo autovalor (Max-Eigenvalue). Considerando o pequeno número de equações de cointegração (apontada apenas uma) e o baixo poder dos testes, optamos por manter o modelo VAR no nível, não realizando a correção pelo vetor de erro (VEC). Os resultados dos testes são mostrados no Apêndice – Tabela A.6

5.2 MERCADO INTERNACIONAL

Uma vez que no mercado norte-americano (referência para os preços internacionais) os veículos leves a álcool hidratado ainda não estão difundidos, ou mesmo os carros *flex-fuel*, utilizaremos como referência para o álcool carburante os preços médios do álcool anidro nos EUA (*lalcánidus*), produto este que já é misturado à gasolina até a proporção de 10% pelos distribuidores de derivados de petróleo.

A tendência quadrática adaptou-se melhor aos dados de preços, mostrando estatísticas de ajuste melhores, conforme gráficos abaixo.

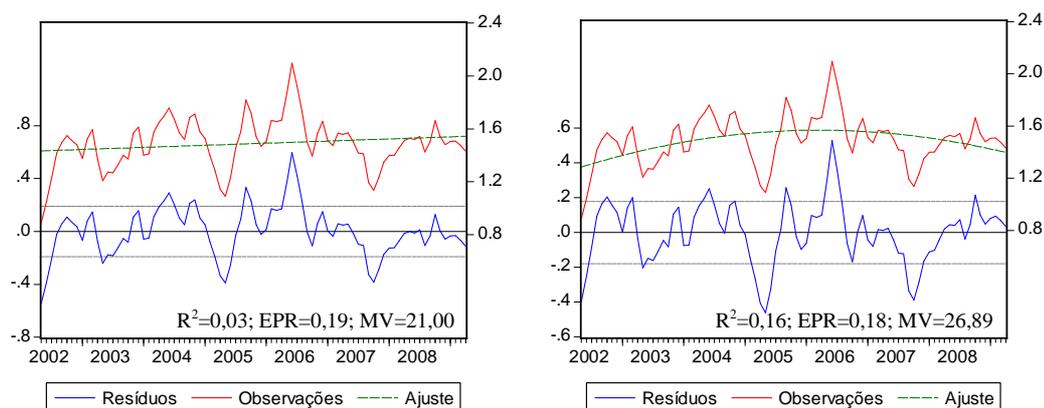


Figura 14: Regressões com tendências linear e quadrática – Mercado internacional

Com relação à sazonalidade, não foi encontrada significância nas *dummies* mensais ($d2...d12$). Mesmo pelo teste de Wald as *dummies* mostraram-se conjuntamente não significantes. Conforme esperado, os volumes de moagem de cana-de-açúcar no Brasil também não apresentaram qualquer significância sazonal para o preço do álcool anidro nos Estados Unidos.

A ausência de sazonalidade nos dados pode ser um reflexo da produção de etanol nos Estados Unidos ser realizada a partir do milho, que possui duas safras anuais, sendo deste modo a matéria-prima principal para a produção do etanol sempre disponível ao longo do ano. Adicionalmente, o álcool ainda é pouco utilizado em veículos leves, cuja demanda por combustível é fortemente sazonal (ex: relativa alta demanda de gasolina no verão).

O correlograma da variável dependente – preço internacional do álcool anidro (*lalcánidus*) –, eliminando a tendência, mostra nítida persistência através das autocorrelações parciais na primeira e segunda defasagens, sugerindo uma modelagem com termos auto-regressivos (AR) com até duas defasagens. A estrutura complexa das autocorrelações sugere a possibilidade de termos com médias móveis (MA).

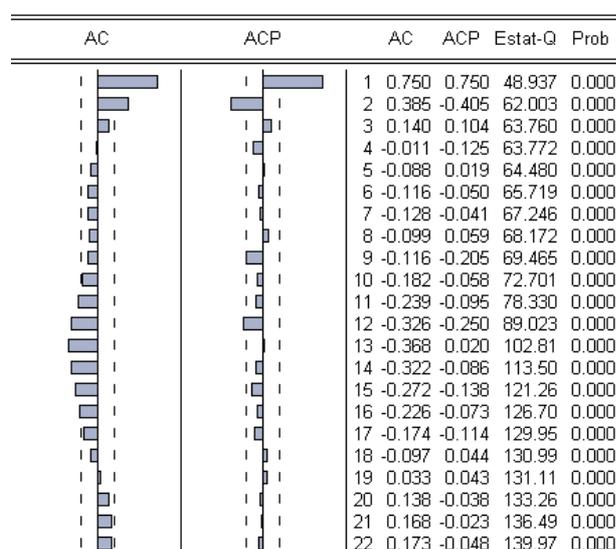


Figura 15: Correlograma da série de preços do álcool anidro nos EUA

Do mesmo modo que nos preços do álcool anidro no mercado doméstico, para os preços do álcool anidro no mercado norte-americano o teste ERS DF-GLS não rejeita raiz unitária,

enquanto os testes ADF e KPSS a rejeitam. Deste modo, prosseguiremos com a hipótese de tendência determinística na série de preços do álcool anidro nos EUA.

As demais séries utilizadas no modelo não apresentaram presença de tendência estocástica ou não-estacionaridade quando aplicados os mesmos testes de raiz unitária acima.

De modo análogo ao procedimento adotado para o mercado doméstico, buscaremos ajustar três modelos: ARMA(p,q), DDF-ARMA(p,q) e VAR(p), utilizando os mesmos procedimentos seguidos para a determinação do número de defasagens e seleção de variáveis explicativas, baseando-nos em especial nos critérios AIC e SIC.

5.2.1 Modelo ARMA

Testando o número de defasagens dos termos AR e MA, o critério AIC aponta para um modelo ARMA(3,3) enquanto o critério SIC aponta para um modelo ARMA(1,1). Optamos pelo modelo apontado pelo critério SIC seguindo o princípio da parcimônia, cuja estimação encontra-se abaixo (vide Apêndice – Tabela A.7 para resultados completos).

variável	lalcanidus	p-valor
c	1,3919	0,0000
t	0,0070	0,3389
t²	-0,0001	0,3259
AR(1)	0,5645	0,0000
MA(1)	0,7040	0,0000
N	83	
R²	0,7430	
EPR	0,0944	

MV	80,6764	
AIC	-1,8235	
SIC	-1,6778	

Os termos de tendência linear e quadrática (t e t^2) perderam significância com a inserção dos termos auto-regressivos no modelo. A realização de um teste Wald confirmou tal perda de significância, não rejeitando a hipótese nula de que os coeficientes das tendências linear e quadrática sejam, conjuntamente, iguais a zero. Optamos por mantê-las no modelo uma vez que os valores estimados para seus coeficientes ficaram próximos a zero e, utilizando um modelo mais parcimonioso, sem tendência, os resultados obtidos foram praticamente idênticos.

Foi obtido um bom ajuste aos dados, conforme mostrado a seguir:

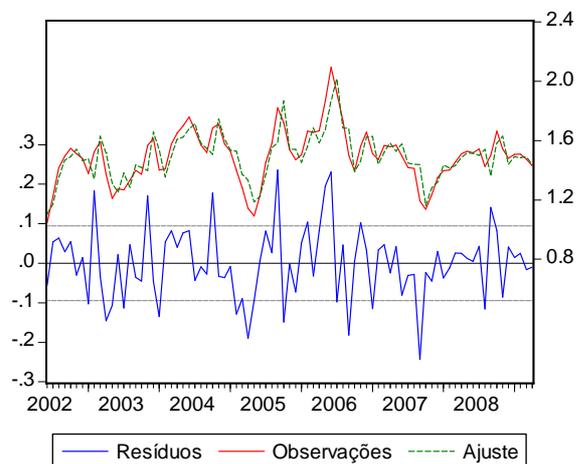


Gráfico 15: Ajuste do modelo ARMA(1,1) – Mercado internacional

O correlograma dos resíduos mostra que a dinâmica foi bem capturada pelo modelo, não rejeitando que os resíduos sigam um processo de ruído branco (vide figura a seguir).

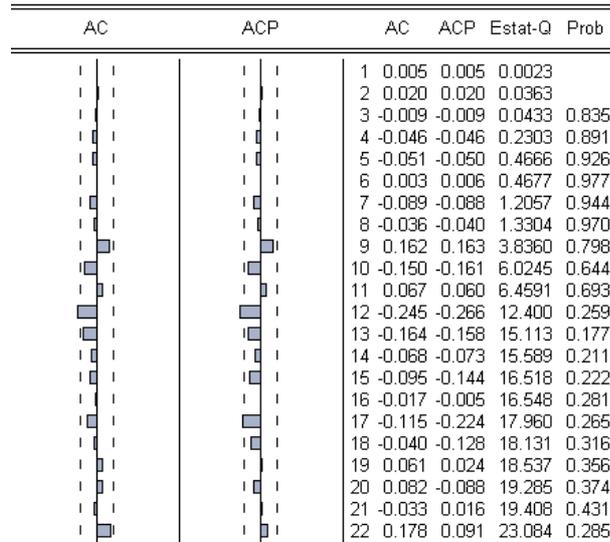


Figura 16: Correlograma dos resíduos – Modelo ARMA(1,1)

O teste de estabilidade Ramsey RESET não rejeita a hipótese nula de que o modelo esteja bem especificado e o correlograma dos resíduos quadrados não indica presença de heterocedasticidade.

5.2.2 Modelo DDF-ARMA

Seguindo os mesmos passos adotados no caso do mercado doméstico, partindo do modelo ARMA(1,1) ajustado na seção anterior, obtivemos para o mercado internacional de etanol o seguinte modelo (vide Apêndice – Tabela A.8 para demais resultados):

variável	lalcanidus	p-valor
c	0,3318	0,4289
t	0,0036	0,5678
t2	0,0000	0,4679
lgasus	0,1699	0,0683
lacuus	0,2821	0,0289
AR(1)	0,5159	0,0000
MA(1)	0,6267	0,0000
N	83	
R²	0,7704	
EPR	0,0904	
MV	85,3419	
AIC	-1,8878	
SIC	-1,6838	

Do mesmo modo que no modelo ARMA(1,1), os termos de tendência linear e quadrática (*t* e *t*²) perderam significância com a inserção dos termos auto-regressivos e variáveis explicativas no modelo. Seguindo os mesmos procedimentos, e pelos mesmos motivos, optamos por mantê-las no modelo.

Conforme esperado, as variáveis explicativas selecionadas para o mercado doméstico não foram significativas para o mercado internacional, com exceção do preço do açúcar no mercado internacional (*lacuus*). A dinâmica distinta de preços nestes mercados traz para os produtores oportunidades de arbitragem entre os mercados doméstico e internacional, assunto que será abordado no Capítulo 7.

Os coeficientes estimados estão em linha com o esperado, ou seja, há uma persistência de primeira ordem significativa e correlação positiva dos preços do álcool anidro com os preços

da gasolina (*lgasus*), produto substituto ao álcool, e do açúcar (*lacuus*), produto final alternativo ao álcool, produzido a partir das mesmas matérias-primas (primariamente milho, secundariamente beterraba, cana-de-açúcar e outras).

Diferentemente do esperado, o preço do milho (*lmilhous*) não mostrou significância para explicar o comportamento do preço do álcool anidro nos EUA (*lalcanidus*), não tendo sido, portanto, incluído no modelo. Talvez explique a baixa significância obtida o fato de o milho ser uma *commodity* utilizada preponderantemente para outros fins – alimentos, ração etc. – que não para a produção de biocombustíveis, em especial, o etanol, tendo portanto uma dinâmica de preços complexa devido aos seus diversos usos. Somem-se a isso os subsídios concedidos aos produtores.

É possível que haja alteração destes resultados dada a crescente importância do etanol na matriz energética norte-americana.

No caso do mercado internacional, os termos de médias móveis foram significativos, levando-nos a um modelo DDF-ARMA(1,1). O ajuste dos dados foi bastante satisfatório, conforme apontado a seguir:

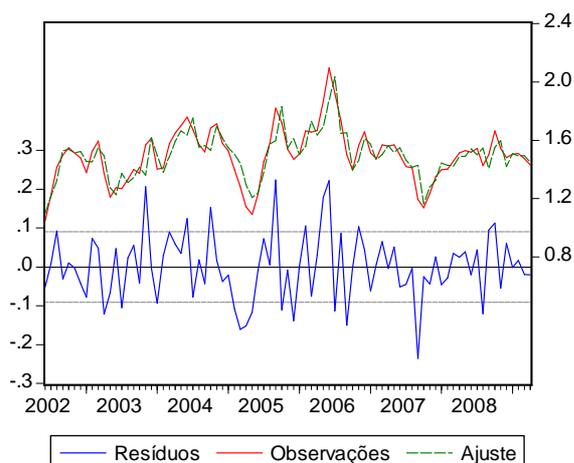


Gráfico 16: Ajuste do modelo DDF-ARMA(1,1) – Mercado internacional

O correlograma dos resíduos da regressão (abaixo) mostra que a dinâmica foi bem capturada pelo modelo, não rejeitando a hipótese dos resíduos seguirem um processo de ruído branco.

AC		ACP		AC	ACP	Estat-Q	Prob	
				1	-0.008	-0.008	0.0048	
				2	0.036	0.036	0.1157	
				3	0.005	0.005	0.1178	0.731
				4	-0.099	-0.101	0.9978	0.607
				5	-0.083	-0.086	1.6258	0.654
				6	-0.049	-0.044	1.8431	0.765
				7	0.029	0.036	1.9233	0.860
				8	-0.069	-0.074	2.3651	0.883
				9	0.205	0.190	6.3839	0.496
				10	-0.126	-0.143	7.9116	0.442
				11	0.049	0.043	8.1467	0.519
				12	-0.174	-0.202	11.158	0.345
				13	-0.151	-0.120	13.450	0.265
				14	-0.118	-0.135	14.885	0.248
				15	-0.127	-0.119	16.546	0.221
				16	-0.056	-0.133	16.873	0.263
				17	-0.142	-0.194	19.016	0.213
				18	-0.026	-0.213	19.089	0.264
				19	0.040	0.001	19.263	0.314
				20	0.047	-0.122	19.512	0.361
				21	-0.041	-0.089	19.708	0.412
				22	0.169	0.071	23.006	0.288

Figura 17: Correlograma dos resíduos – Modelo DDF-ARMA(1,1)

O teste de estabilidade Ramsey RESET não rejeita que o modelo esteja corretamente especificado e o correlograma dos resíduos ao quadrado não sugere presença de heterocedasticidade.

5.2.3 Modelo VAR

Seguindo o mesmo procedimento adotado para o mercado doméstico, para a série de preços do álcool anidro no mercado internacional obtivemos, pelo critério AIC, indicação de utilização de duas defasagens, e pelo critério SIC, indicação de uma defasagem. Uma vez que este último critério é mais parcimonioso, optamos pela modelagem de um VAR(1).

Apesar dos modelos VAR em geral capturarem dinâmicas mais complexas, muitas vezes gerando resultados superiores aos demais modelos, o teste de causalidade de Granger não demonstrou causalidade entre as variáveis (vide Apêndice – Tabela A.9), em linha com os resultados anteriormente obtidos por Almeida e Silva (2006).

Isto pode ter sido causado por diversos fatores, como omissão de variáveis explicativas significativas e erros de amostragem, entre outros. Pode também refletir a independência adquirida pelas variáveis dado o nível de desenvolvimento do mercado norte-americano, selecionado como *proxy* para o mercado internacional. Neste mercado, de forma distinta do mercado doméstico, é possível que o etanol já esteja mostrando um comportamento mais próximo de uma *commodity*, como o açúcar e a gasolina, variáveis explicativas selecionadas, tendo deste modo sua causalidade comprometida.

Embora as relações de causalidade apresentem argumentos, a priori, contra o modelo VAR, as variáveis explicativas tiveram significância para explicação do preço do álcool anidro no

mercado norte-americano (*lalcanidus*), conforme pode ser visto nos resultados da regressão, mostrados abaixo (vide Apêndice – Tabela A.10 para as demais equações).

variável	lalcanidus	p-valor
c	0,1521	0,0001
t	-0,0009	0,0701
t2	0,0000	0,1650
lalcanidus(-1)	0,6824	0,0000
lgasus (-1)	0,0809	0,0121
lacuus (-1)	0,0799	0,0011
N	83	
R²	0.8436	
EPR	0,0942	
MV	83,0606	
AIC	-1,5057	
SIC	-1,3308	

O modelo obteve um razoável ajuste para o preço do álcool anidro no mercado norte-americano (*lalcanidus*), conforme mostrado a seguir:

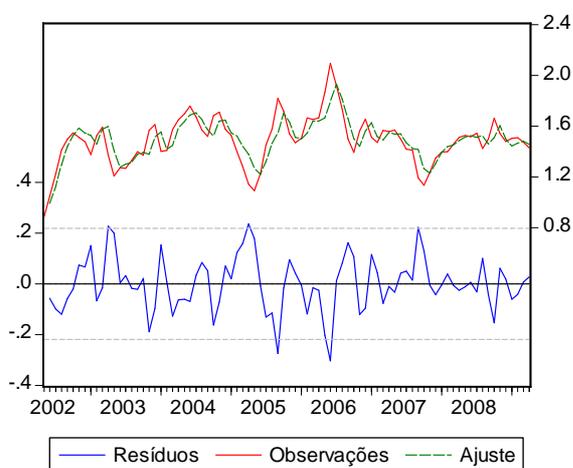


Gráfico 17: Ajuste do modelo VAR(1) – Mercado internacional

Analisando os correlogramas dos resíduos, mostrados a seguir, notamos que ao menos duas autocorrelações (para as variáveis *lalcanidus* e *lacuus*) estão razoavelmente fora da faixa de dois desvios-padrão a partir de zero, sugerindo que a dinâmica não foi muito bem capturada pelo modelo.

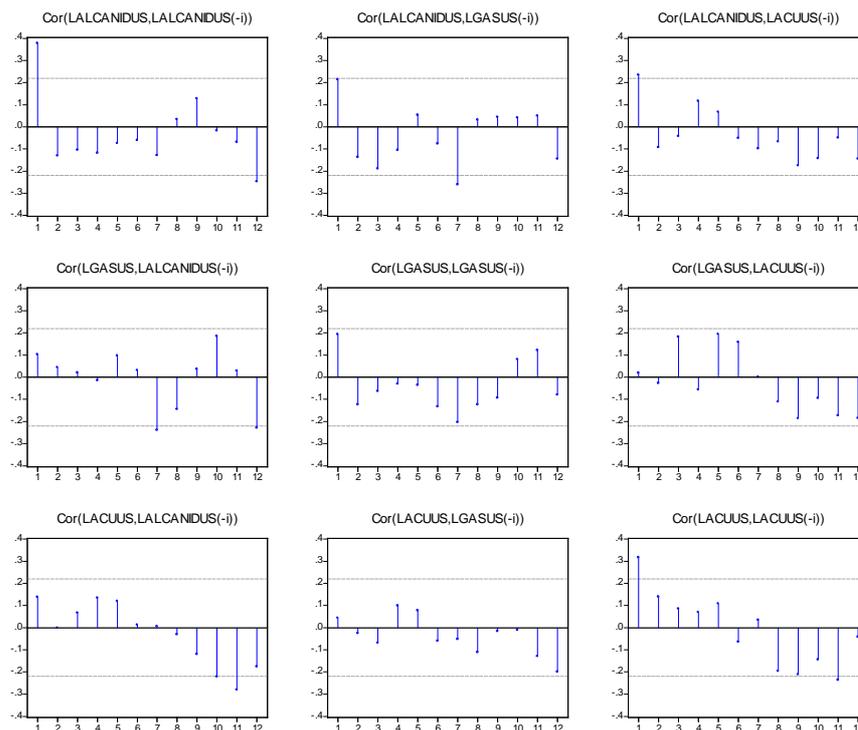


Figura 18: Autocorrelações residuais – Modelo VAR(1)

Os resultados até então obtidos não justificam uma avaliação mais aprofundada do modelo VAR(1) para o mercado internacional, razão pela qual optamos por não apresentar a decomposição da variância (Cholesky) e a função resposta de impulso.

Optamos por atestar sua eficiência como modelo de previsão na seção seguinte, a partir dos resultados das previsões *pseudo* fora-da-amostra.

6 SELEÇÃO DE MODELOS DE PREVISÃO

Conforme advertido por Diebold (2008), modelos com excelente ajuste aos dados históricos (por construção) podem performar muito mal em previsões fora-da-amostra, em especial modelos complexos, uma vez que podem capturar em demasiado as idiosincrasias dos dados históricos que podem não ter qualquer relação com os dados futuros não realizados.

Para subsidiar a decisão sobre os melhores modelos para a previsão de preços do etanol nos mercados doméstico e internacional, vamos compará-los através das estatísticas de previsão utilizando amostras no período de maio de 2002 a junho de 2008 e previsões *pseudo* fora-da-amostra¹³ no período de julho de 2008 a abril de 2009.

Para comparar a eficiência preditiva dos modelos, utilizaremos as estatísticas de previsão Raiz do Erro Quadrático Médio (*REQM*), obtida através da equação abaixo:

$$REQM = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h} \quad (\text{Equação 4})$$

onde: (T+1, T+2, ..., T+h): amostra de previsão;
 \hat{y}_t : valor previsto para o período t;
 y_t : valor observado no período t.

¹³ Previsões *pseudo* fora-da-amostra são previsões realizadas para períodos nos quais os dados observados estão disponíveis, permitindo o cálculo de estatísticas a partir dos erros de previsão, sendo extremamente úteis para a comparação e seleção de modelos de previsão.

e o Coeficiente de Desigualdade de Theil (*THEIL*), obtido pela equação:

$$THEIL = \frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y}_t^2 / h + \sum_{t=T+1}^{T+h} y_t^2 / h}} \quad (\text{Equação 5})$$

Dado que o Erro Quadrático Médio (EQM) das previsões pode ser decomposto como:

$$EQM = \sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h = \left(\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y}_t / h - \bar{y} \right)^2 + (s_{\hat{y}} - s_y)^2 + 2(1 - \tau) s_{\hat{y}} s_y \quad (\text{Equação 6})$$

onde:

- $\left(\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y}_t / h \right)$ e \bar{y} : médias de \hat{y}_t e y ;
- $s_{\hat{y}}$ e s_y : desvios padrão (viesados) de \hat{y}_t e y ;
- τ : correlação entre \hat{y} e y ;

complementaremos as estatísticas REQM e THEIL obtendo as proporções de viés, variância e covariância das previsões, definidas como:

$$\text{Proporção de viés: } \frac{\left(\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y}_t / h - \bar{y} \right)^2}{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h} \quad (\text{Equação 7})$$

$$\text{Proporção de variância: } \frac{(s_{\hat{y}} - s_y)^2}{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h} \quad (\text{Equação 8})$$

$$\text{Proporção de covariância: } \frac{2(1-\tau)s_{\hat{y}}s_y}{\sum_{t=T+1}^{T+h}(\hat{y}_t - y_t)^2 / h} \quad (\text{Equação 9})$$

A proporção de viés informa quão distante a média da previsão está da média das observações; a proporção de variância informa quão distante a variância da previsão está da variância dos dados observados; e a proporção de covariância mensura os erros de previsão não sistemáticos remanescentes. As proporções de viés, variância e covariância somam 1.

Segundo Pyndyck e Rubinfeld (1991), se a previsão é “boa”, as proporções de viés e variância devem ser pequenas de modo que a maior parte dos desvios estejam concentrados na proporção de covariância.

Com o objetivo de ilustrar a aplicação dos modelos de previsão obtidos neste trabalho, optamos por realizar previsões fora-da-amostra para os preços do álcool anidro nos mercados doméstico e internacional, que efetivamente é a aplicação real dos modelos pelos profissionais que necessitam de ferramentas de previsão em suas atividades.

Serão realizadas previsões de preços três períodos à frente a partir de abril de 2009, através de uma previsão pontual por extrapolação, ou seja, serão obtidos valores previstos para os preços do etanol para os meses de maio, junho e julho de 2009. O mesmo procedimento é válido para previsões de longo prazo.

6.1 MERCADO DOMÉSTICO

Nas previsões geradas a partir dos modelos desenvolvidos na seção 5.1 consideramos uma banda com dois desvios padrão com o objetivo de verificar se as projeções permaneceram dentro destes limites, obtendo os resultados a seguir:

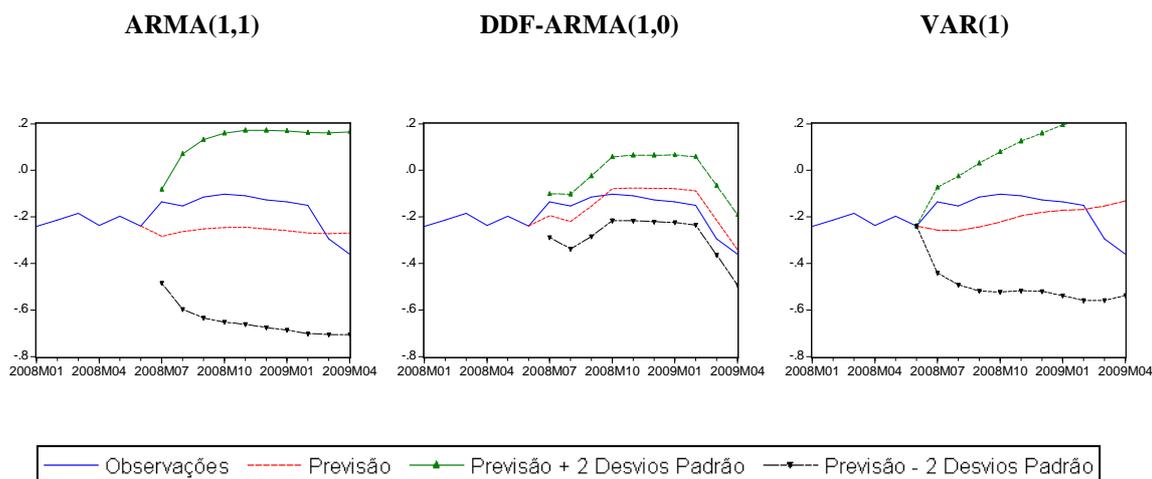


Figura 19: Previsões *pseudo* fora-da-amostra – Mercado doméstico

Todos os modelos geraram previsões dentro da banda de dois desvios padrão a partir dos dados observados. Entretanto o modelo DDF-ARMA(1,0) mostra-se visualmente superior, tanto em relação à aderência aos dados observados, quanto em relação aos erros de previsão, sendo o único a ter capturado corretamente a brusca queda no preço do álcool anidro (*lalcandbra*) a partir de março de 2009.

Calculando as estatísticas de previsão para os modelos analisados, obtivemos:

Modelo	REQM	THEIL	Proporção de Viés	Proporção de Variância	Proporção de Covariância
ARMA(1,1)	0,1207	0,2687	0,5914	0,3430	0,0656
DDF-ARMA(1,0)	0,0524	0,1447	0,0905	0,0021	0,9074
VAR(1)	0,1190	0,3049	0,0627	0,1253	0,8120

Uma vez que as estatísticas REQM e THEIL e a soma das proporções de viés e variância são menores para a previsão obtida pelo modelo DDF-ARMA(1,0), vamos selecioná-lo como o melhor modelo dentre os avaliados para a previsão do preço do álcool anidro no mercado doméstico.

Interessante comentar que, no início de 2009, houve uma queda no preço da cana-de-açúcar (*lcana*) e uma forte alta no preço do açúcar no mercado internacional (*lacuus*), refletida no preço do açúcar no mercado doméstico (*lacubra*), como pode ser visto nas Figuras 3 e 4 no Capítulo 4.

Uma vez que houve uma forte queda do preço do etanol (*lalcanidbra*) neste mesmo período, numa análise *ceteris paribus* admitimos uma relação de causalidade preponderantemente contemporânea, significativa e positiva no caso do preço da cana-de-açúcar (*lcana*), e contemporânea, significativa e negativa no caso do preço do açúcar no mercado internacional (*lacuus*), em linha com os resultados obtidos com o modelo DDF-ARMA(1,0).

No modelo VAR, entretanto, o preço da cana-de-açúcar como variável explicativa foi pouco significativo e com sinal negativo, e o preço do açúcar no mercado internacional significativo, porém com sinal positivo, ambos apresentando efeitos contrários ao observado.

Deste modo, tendemos a aceitar a dinâmica proposta na análise dos resultados do modelo DDF-ARMA(1,0), segundo a qual (i) uma queda no preço da cana-de-açúcar (*lcana*) diminui os custos dos produtores e (ii) um aumento do preço internacional do açúcar (*lacuus*) incentiva um aumento da produção de açúcar, gerando uma sobre-oferta de etanol, sendo o efeito, em ambos os casos, uma queda dos preços do álcool anidro (*lalcanidbra*).

Decidimos por realizar o exercício de previsão fora-da-amostra três períodos à frente utilizando os dois modelos com melhores estatísticas de previsão: ARMA(1,1) e DDF-ARMA(1,0).

Os valores das defasagens da variável dependente (*lalcanidbra*) são dados pela própria característica dinâmica da previsão, que utiliza os valores estimados nos períodos anteriores de forma iterativa a cada passo da previsão, o que por si só já atende às necessidades de dados para a previsão utilizando o modelo ARMA(1,1).

Com relação às variáveis independentes explicativas no modelo DDF-ARMA(1,0), o tratamento foi específico para cada variável. No caso do preço da gasolina no mercado doméstico (*lgasbra*) e da mistura de álcool anidro na gasolina (*mistanidgas*), uma vez que não era esperada qualquer alteração nestas variáveis, mantivemos seus valores constantes.

Com relação ao preço do açúcar no mercado internacional (*lacuus*), utilizamos os preços dos contratos futuros para o Açúcar #11, cotados na Bolsa de Mercadorias e Futuros de Nova Iorque (NYMEX), com vencimentos em maio e julho de 2009, interpolando os valores para obtenção do valor para o mês de junho, uma vez que não há contrato com vencimento para este mês. Convertemos os valores de dólares para reais pelas taxas de câmbio projetadas pelo mercado, disponibilizadas pelo Relatório Focus (2009), divulgado pelo Banco Central do Brasil.

Projetamos a produção de cana (*lprodcanax*) de acordo com o incremento de safra previsto pelo Consecana, entidade de maior representação no setor, respeitando a sazonalidade histórica desta variável.

Finalmente, em relação à previsão de preços para a cana-de-açúcar (*lcana*), o Consecana apresenta estimativas de alta de preços baseada na maior demanda pela cana para produção de açúcar para exportação, dado o aumento recorrente de seu preço no mercado internacional. Entretanto, uma vez que a variação média de preço da cana nos últimos quatro meses de dados observados foi zero, período no qual já havia aumento do preço internacional do açúcar, por conservadorismo decidimos manter os preços da cana constantes na previsão.

As previsões obtidas conforme os critérios propostos encontram-se abaixo:

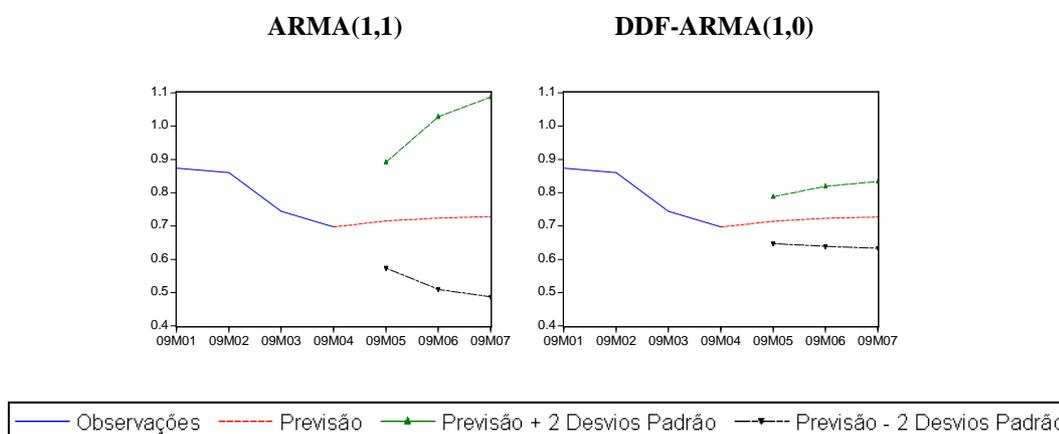


Figura 20: Previsões fora-da-amostra – Mercado doméstico

A aplicação do modelo ARMA(1,1), univariado, na previsão fora-da-amostra é mais simples do que a do modelo DDF-ARMA(1,0), multivariado, onde é preciso obter previsões para as variáveis independentes explicativas para que seja possível realizar a previsão de valores para a variável dependente, tornando a tarefa mais complexa face à ausência, no presente, de

mercados futuros líquidos ou projeções confiáveis de mercado para a maioria das variáveis em questão, em especial no mercado doméstico.

Por outro lado, conforme apontado pelas previsões *pseudo* fora-da-amostra, uma vez em posse de previsões confiáveis para as variáveis independentes explicativas, o modelo DDF-ARMA(1,0) tende a gerar melhores previsões fora-da-amostra, dado o maior conteúdo informacional sobre as condições de mercado que afetam a variável dependente.

Vale notar que, embora os valores previstos sejam próximos, o intervalo de confiança com dois desvios padrão é sensivelmente menor para a previsão gerada a partir do modelo DDF-ARMA(1,0), apontando uma maior confiança nos valores previstos em relação ao modelo ARMA(1,1).

6.2 MERCADO INTERNACIONAL

Para subsidiar a decisão sobre o melhor modelo para previsão do preço do álcool anidro no mercado internacional, comparamos as previsões obtidas com os modelos desenvolvidos na seção 5.2 através das estatísticas de previsão utilizando os mesmos critérios aplicados no caso do mercado doméstico, obtendo os seguintes resultados:

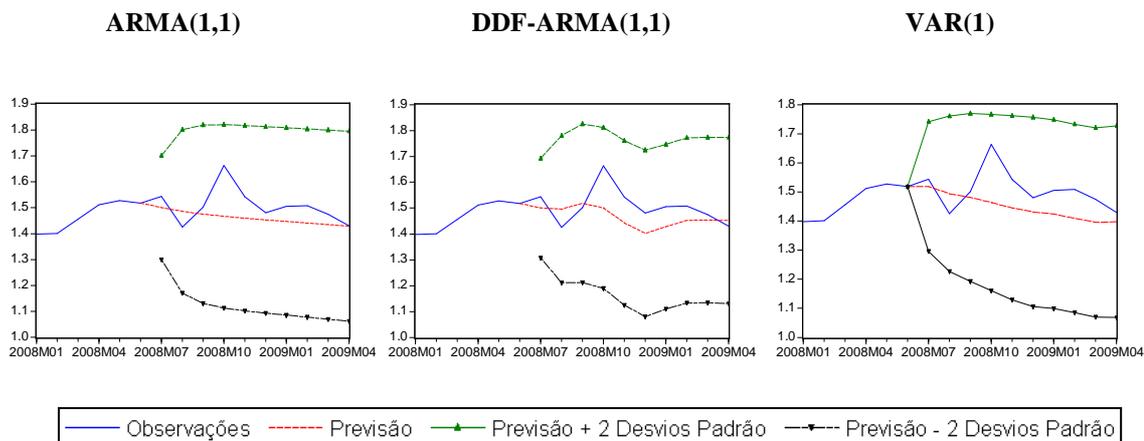


Figura 21: Previsões *pseudo* fora-da-amostra – Mercado internacional

As previsões para os preços do etanol no mercado internacional também geraram valores dentro da banda de dois desvios padrão a partir dos dados observados, assim como no caso do mercado doméstico.

Entretanto desta vez é mais difícil determinar visualmente o modelo cuja previsão é mais aderente aos dados observados. A princípio, o modelo DDF-ARMA(1,1) parece gerar uma previsão com menor viés, mas podemos constatar tal afirmação através da comparação das estatísticas de previsão, conforme segue:

Modelo	REQM	THEIL	Proporção de Viés	Proporção de Variância	Proporção de Covariância
ARMA(1,1)	0,0788	0,0266	0,3752	0,2915	0,3333
DDF-ARMA(1,1)	0,0774	0,0260	0,3076	0,1407	0,5517
VAR(1)	0,0902	0,0305	0,4653	0,0811	0,4536

De fato, as estatísticas REQM e THEIL e a soma das proporções de viés e variância mostram valores menores para a previsão realizada a partir do modelo DDF-ARMA(1,1) para o

mercado internacional, sugerindo sua maior eficiência preditiva frente ao modelo ARMA(1,1), resultado análogo ao obtido no mercado doméstico.

Sendo assim, selecionamos o modelo DDF-ARMA(1,1) como o melhor modelo preditivo dentre os estudados para os preços do álcool anidro no mercado internacional, replicando o resultado obtido em relação ao mercado doméstico, onde utilizamos um processo AR(1), capturando a relativa maior complexidade da dinâmica de preços no mercado internacional através da inclusão de um termo MA(1) no modelo.

Seguindo os mesmos procedimentos adotados para o mercado doméstico, realizamos previsões fora-da-amostra três períodos à frente a partir dos modelos ARMA(1,1) e DDF-ARMA(1,1).

A previsão dinâmica, por construção, é suficiente para a previsão de preços a partir do modelo univariado – ARMA(1,1), uma vez que são utilizadas para a previsão da variável dependente, além da tendência (e sazonalidade), apenas as defasagens da própria variável dependente e seus choques.

Com relação ao modelo multivariado – DDF-ARMA(1,1) – no mercado internacional, apenas precisamos de previsões para duas variáveis independentes explicativas. No caso do preço internacional do açúcar (*lacuus*), adotamos a mesma premissa utilizada no mercado doméstico, ou seja, os preços dos contratos futuros do Açúcar #11 cotados na NYMEX.

No caso do preço internacional da gasolina (*lgasus*), utilizamos os preços de contratos futuros com vencimento em maio, junho e julho de 2009 da gasolina RBOB (Reformulated Gasoline Blendstock for Oxygen Blending), cotados na NYMEX. Estes contratos são bastante líquidos,

sendo referência para os preços futuros da gasolina no mercado norte-americano. Novamente utilizamos as previsões divulgadas no Relatório Focus para as taxas futuras de câmbio para converter as cotações do açúcar e da gasolina no mercado internacional de dólares para reais.

Com base nas premissas acima, obtivemos as seguintes previsões para três períodos à frente:

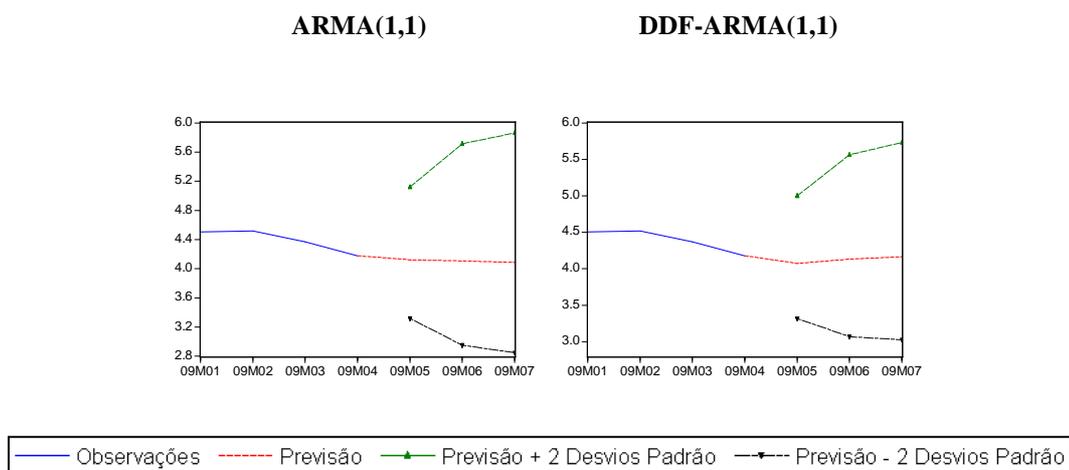


Figura 22: Previsões fora-da-amostra – Mercado internacional

Em relação ao mercado internacional, novamente apontamos a maior facilidade de implantação do modelo ARMA(1,1), que depende somente das defasagens da própria variável dependente para a realização da previsão. Diferentemente do mercado doméstico, no mercado internacional temos previsões mais confiáveis para as variáveis independentes explicativas no modelo DDF-ARMA(1,1), uma vez que os preços dos contratos futuros são cotados em Bolsa e bastante líquidos.

Novamente os valores previstos fora-da-amostra são próximos, sendo o intervalo de confiança com dois desvios padrão menor para o modelo DDF-ARMA(1,1), evidenciando sua superioridade preditiva conforme apontado pelas previsões *pseudo* fora-da-amostra.

Para previsões de longo prazo, os modelos univariados, como os modelos ARMA(p,q) obtidos neste trabalho, também oferecem uma facilidade relativa de implementação dado que somente dependem dos valores passados da variável dependente. No longo prazo, tais modelos possuem um comportamento de reversão à média histórica, que corrigidos pela tendência e sazonalidade, produzem previsões da variável dependente coerentes com o comportamento histórico da variável. Já os modelos DDF-ARMA(p,q) necessitam de previsões de longo prazo para as variáveis independentes explicativas, tornando o exercício de previsão mais complexo.

Com base nas amostras utilizadas e modelos selecionados é possível afirmar que, em relação aos preços do álcool anidro nos mercados doméstico e internacional, a combinação de defasagens distribuídas finitas de variáveis independentes explicativas ao modelo univariado auto-regressivo – ARMA(p,q) – leva-nos à obtenção de modelos com maior eficiência de previsão, sugerindo a adoção dos modelos DDF-ARMA(p,q) como melhores previsores para os preços do álcool anidro nos mercados analisados, apesar de sua maior dificuldade de utilização devido à necessidade de previsão das variáveis independentes explicativas.

Segundo Diebold (2008), os modelos multivariados têm o potencial de produzir melhores previsões em relação aos modelos univariados, uma vez que exploram mais informações para a geração de previsões, afirmação esta que está em acordo com os resultados empíricos obtidos neste trabalho.

Uma possibilidade que pode ser explorada como extensão deste trabalho é a combinação dos modelos de previsão univariados e multivariados desenvolvidos no Capítulo 5, o que de acordo com Diebold pode potencialmente produzir previsões compostas superiores¹⁴.

¹⁴ Para uma aplicação de combinação de modelos de previsão consultar Wong (2008), que utilizou este recurso visando a obtenção de previsões mais eficientes para o preço do petróleo.

7 OPORTUNIDADES DE ARBITRAGEM¹⁵

Conforme sugerido no capítulo anterior, as dinâmicas e as variáveis que explicam o comportamento dos preços do álcool anidro nos mercados doméstico e internacional são bastante distintas.

No gráfico abaixo é possível verificar visualmente a correlação baixa entre os preços nesses distintos mercados, inclusive com períodos de comportamentos antagônicos, por exemplo, ao longo dos anos de 2003 e 2004.

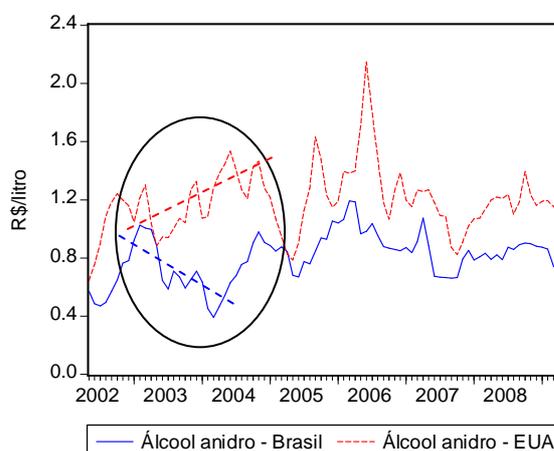


Gráfico 18: Preço do álcool anidro nos mercados doméstico e internacional

¹⁵ Conforme já apontado anteriormente, para os fins deste trabalho definimos arbitragem como ganhos com as diferenças de preço do etanol nos mercados doméstico e internacional, já descontados os custos alfandegários, portuários e frete, explorando ineficiências de precificação causadas por fatores como barreiras comerciais, ambientes regulatórios, utilização final do etanol, matérias-primas utilizadas na produção, entre outros.

Realizando uma regressão simples (MQO) entre as duas variáveis obtemos um R^2 baixo (0,2636) e um coeficiente para o álcool anidro nos EUA de 0,3916 em relação ao álcool anidro no Brasil, reforçando a argumentação anterior (Vide Apêndice – Tabela A.11).

A única variável comum que explica em parte as variações de preço do álcool anidro em ambos os mercados é o preço do açúcar no mercado internacional (*lacuus*). Esta variável foi significativa tanto na modelagem para o mercado doméstico como para o mercado internacional. Isto se deve ao fato da exportação do açúcar ser uma alternativa real à produção de álcool (anidro ou hidratado) a partir da cana-de-açúcar no Brasil.

O fato de o açúcar ser uma *commodity* mundial, conforme definição adotada neste trabalho, o que ainda não é a realidade do etanol, torna-o uma referência na precificação de derivados da cana-de-açúcar, como o etanol. A gasolina, apesar de ser também uma *commodity* mundial, tem seu preço livre nos Estados Unidos e administrado no Brasil, influenciando de modo distinto os preços do álcool anidro em cada mercado.

Outro fator que torna ainda mais complexa a dinâmica de precificação do etanol brasileiro é o percentual da mistura de álcool anidro na gasolina, administrado pelo governo e alterado com certa frequência de forma a equilibrar os preços relativos em resposta a choques ou distorções de mercado.

Uma alternativa explorada recorrentemente pelos produtores brasileiros de etanol é a exportação. Uma vez que existe uma tarifa de importação de etanol nos Estados Unidos no valor de US\$ 0,54/galão (junho de 2009), funcionando como barreira de entrada ao etanol brasileiro, as oportunidades de exportação direta são bastante limitadas.

Entretanto, o CBI (*Caribbean Basin Initiative*), acordo bilateral celebrado entre os Estados Unidos e os países do Caribe, isenta de tarifa de importação o álcool exportado por países como Honduras, Costa Rica e El Salvador¹⁶. Estas exportações para os Estados Unidos podem ser realizadas também por meio de produtos importados de outros países, como o Brasil, desde que alguma etapa do processo industrial seja realizada pelos membros do CBI. A operação normalmente é realizada através da exportação de álcool hidratado brasileiro e sua desidratação nos países caribenhos, transformando-o em álcool anidro. O custo do processo de desidratação no Caribe é similar ao custo deste processo no Brasil.

Deste modo, a exportação indireta do etanol brasileiro através do Caribe tem sido uma opção bastante explorada pelos produtores domésticos, que encontram janelas para exportação sempre que o etanol brasileiro, livre da tarifa de importação, através do artifício mencionado acima, apresenta competitividade com os preços do etanol nos EUA. Segundo a UNICA (2009), dos 2,8 bilhões de litros de etanol brasileiro exportados para os Estados Unidos em 2008, aproximadamente 54% utilizaram a rota de desidratação no Caribe.

No gráfico a seguir podemos visualizar que o etanol brasileiro produzido a partir da cana-de-açúcar, mesmo depois de acrescentados os custos de frete internacional, impostos e taxas de internalização¹⁷, e sem considerar a tarifa de importação, é altamente competitivo com o etanol produzido nos Estados Unidos a partir do milho.

As áreas hachuradas ilustram dois períodos em 2008 onde a arbitragem com exportação via Caribe foi possível, e novamente a abertura para arbitragem a partir de fevereiro de 2009.

¹⁶ Volumes limitados a 7% da demanda total norte-americana por etanol (em junho de 2009).

¹⁷ Frete internacional de US\$ 33,27/m³, custo de despacho de US\$ 30,00/m³, tarifa ad valorem de 2,5% sobre o preço CIF, alíquotas de 9,25% de PIS/COFINS e 7,00% de ICMS (em junho de 2009).

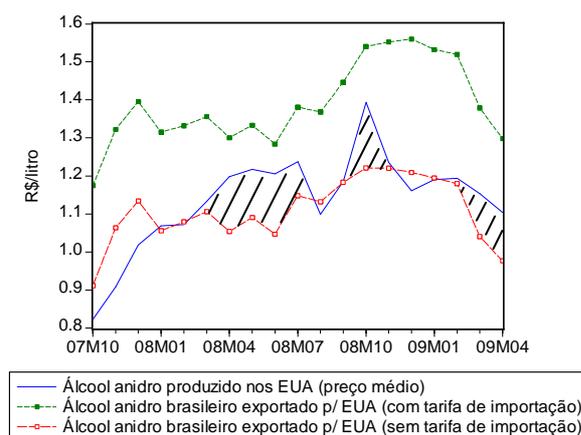


Gráfico 19: Competitividade do etanol para exportação¹⁸

O gráfico deixa também patente a perda de competitividade do álcool anidro brasileiro nas exportações diretas, onde incide a tarifa norte-americana de importação. O fim desta barreira, fortemente combatido pelos produtores do *Corn Belt* norte-americano, que produzem o milho que serve de matéria-prima ao etanol nos EUA, abrirá oportunidades ainda menos onerosas para exportação de etanol pelos produtores domésticos, provavelmente em futuro próximo¹⁹.

Uma vez que este tema foge ao nosso objetivo principal, optamos por tecer alguns comentários baseados em análises bastante preliminares e deixá-lo indicado como possível extensão deste trabalho.

Ressaltamos a importância do acompanhamento dos avanços do mercado mundial em direção à padronização do etanol, término da política de preços administrados de derivados no Brasil e eliminação de barreiras comerciais internacionais visando tornar o etanol uma *commodity*

¹⁸ Para cálculo do preço do álcool anidro brasileiro nos Estados Unidos foram considerados o preço do álcool anidro no Brasil, impostos, frete internacional, taxas portuárias, custos de internalização. A informação foi mostrada com e sem a tarifa de importação.

¹⁹ Na União Européia também existe tarifa de importação no valor de € 0,19/litro (em junho de 2009), dificultando as exportações do etanol brasileiro para países europeus, em especial a Suécia, que já possui 25% das vendas de novos veículos leves com motorização *flex fuel*, apresentando deste modo demanda crescente por etanol, além de Itália, Reino Unido e Espanha, mercados já mais consolidados para o etanol.

real, possibilitando um maior desenvolvimento do setor sucroalcooleiro brasileiro (e de outros países) e tornando a precificação e a previsão de preços do etanol tarefas menos complexas e mais alinhadas às dinâmicas de preço observadas nos combustíveis tradicionais – derivados de petróleo e demais combustíveis fósseis.

8 CONCLUSÃO

Ao longo deste trabalho fizemos um breve relato sobre a evolução dos mercados doméstico e internacional de etanol, discutindo tendências e levantando questões relevantes que afetam a formação e previsão de preços do álcool anidro e hidratado.

Discutimos a literatura relacionada e ajustamos, com base nos dados amostrados, modelos de previsão para o preço do álcool anidro nos mercados doméstico e internacional, incorporando tanto variáveis explicativas como componentes auto-regressivos e de médias móveis em modelos univariados e multivariados, lineares e vetoriais.

Realizamos previsões *pseudo* fora-da-amostra com os modelos desenvolvidos e selecionamos, com base nos Erros Quadráticos Médios e Coeficientes de Desigualdade de Theil, os modelos de defasagens distribuídas finitas com distúrbios auto-regressivos – DDF-ARMA(p,q) – como os mais eficientes para previsão dentre os estudados, deixando-os ajustados à amostra analisada e aptos para utilização a partir de previsões para as suas variáveis explicativas, conforme ilustrado pelas previsões fora-da-amostra realizadas no Capítulo 6.

Por fim, tendo evidenciado o descolamento entre as dinâmicas dos preços do álcool anidro no mercado doméstico e internacional e discutido a competitividade do etanol brasileiro no mercado norte-americano, deixamos como possível extensão do trabalho um estudo mais

aprofundado sobre as estratégias potenciais para os produtores domésticos que pretendam exportar etanol em períodos onde seja possível arbitrar com os preços praticados no mercado internacional.

Existem diversos modelos de previsão alternativos aos estudados nesta oportunidade, como por exemplo, Alisamento Exponencial, Séries de Fourier, Filtros de Kalman e Cadeias de Markov, este último particularmente interessante para séries com quebras estruturais ou mudanças de regime, sendo uma possível extensão deste estudo o ajuste destes modelos alternativos e sua comparação com os selecionados neste trabalho.

A combinação de modelos também pode ser explorada visando à obtenção de modelos de previsão compostos ainda mais eficientes para o preço do etanol.

Além deste trabalho ter sido extremamente desafiador e proveitoso para a verificação, fixação e desenvolvimento adicional dos assuntos tratados ao longo do curso de Mestrado em Economia, sendo um requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre, esperamos com esta dissertação ter contribuído com os profissionais envolvidos com previsões de preços, em especial do etanol, que podem aplicar diretamente os modelos aqui desenvolvidos nas atividades de planejamento e tomada de decisão de investimentos.

Esperamos também ter trazido à pesquisa acadêmica novos argumentos e resultados empíricos relevantes na área de desenvolvimento de modelos de previsão, em especial, aplicados aos mercados doméstico e internacional de etanol.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALMEIDA, E.L.F. e SILVA, C.M.S., (2006). “Formação de um mercado internacional de etanol e suas inter-relações com os mercados de petróleo e açúcar.” XI Congresso Brasileiro de Energia. PPE - COPPE/UFRJ. Disponível em:
<http://www.gee.ie.ufrj.br/publicacoes/artigosgee/index.php>. Acesso em 2009.
- ALVES, L.R. (2002). “Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo.” 107p. Dissertação (Mestrado) – ESALQ-USP.
- ANFAVEA - Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores.
<http://www.anfavea.org.br>. Acesso em 2008.
- BOX, G.E.P. e G.M. JENKINS (1976). “Time series analysis: Forecasting and Control.” 2ª edição. São Francisco: Holden-Day.
- CABRINI, M.F. e MARJOTTA-MAISTRO, M.C. (2007). Artigo. “Mercado internacional de álcool: os recentes programas de uso do produto como combustível.” CEPEA/ESALQ-USP.
- CAMPBELL, J.Y. (1988). “Interpreting Cointegrated Models.” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: p. 505-522.
- CBIE – Centro Brasileiro de Infra Estrutura. <http://www.cbie.com.br>. Acesso em 2009.
- CONSECANA/UDOP - Conselho dos Produtores de Cana-de-açúcar, Açúcar e Álcool do Estado de São Paulo / União dos Produtores de Bioenergia. <http://www.udop.com.br>. Acesso em 2009.
- CEPEA/ESALQ/USP - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada / Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" / Universidade de São Paulo.
<http://www.cepea.esalq.usp.br/cepea>. Acessado em 2009.
- COSTA, C.C. (2000). “Formação de preços de açúcar e álcool combustível anidro e hidratado no Estado de São Paulo.” 104 p. Dissertação (Mestrado) – ESALQ-USP.
- DICKEY, D.A. e FULLER, W.A. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association*, 74: p. 427-431.
- DIEBOLD, F.X. (2008). “Elements of Forecasting.” 4ª edição. Mason: South-Western.

- ENDERS, W. (1995). “Applied Econometric Time Series.” 2ª edição. Nova Iorque: Wiley & Sons.
- ENGLE, R.F. e BROWN S.J. (1986). “Model selection for forecasting.” *Applied Mathematics and Computation*, 20: p. 313-327.
- ENGLE, R.; GRANGER, C. (1987). “Cointegration and error correction: representation, estimation and testing.” *Econometrica*, 55: p. 251-276.
- EIEWS V.5.1. (2006). Quantitative Micro Software. Manual de referência, versões impressa e eletrônica. <http://www.eviews.com.br>.
- FAO. (2008). “The State of Food and Agriculture – Biofuels: prospects, risks and opportunities.” Disponível em <http://www.fao.org>. Acesso em 2009.
- FONSECA, M.M. (2005). Nota Técnica. “Metodologia para a previsão de longo prazo de preços de petróleo.” Superintendência de Planejamento e Pesquisa – ANP.
- GRANGER, C.W.J. (1969). “Investigating causal relation by econometric and cross-sectional method.” *Econometrica*, 37: p. 424–438.
- GUJARATI, D. (2006). “Econometria Básica.” 4ª edição. Rio de Janeiro: Elsevier Editora.
- HAMILTON, J. (1994). “Time Series Analysis.” Princeton: Princeton University press.
- JOHANSEN, S. (1988). “Statistical analysis of cointegration vectors.” *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: p. 231–254.
- JOHANSEN, S. e JUSELIUS, K. (1990). “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with applications to the demand for money.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: p. 169-210.
- JOHANSEN, S. (1991). “Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models.” *Econometrica*, 59: p. 1551–1580.
- KWIATKOWSKI, D., PETER, C.B.P., SCHMIDT, P. e SHIN, Y. (KPSS). (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root." *Journal of Econometrics*, 54: p. 159-178.
- LAMOUNIER, WAGNER M., CAMPOS FILHO, MÁRIO F.; BRESSAN, AURELIANO A. (2006). “Análise do *trade-off* na produção de açúcar e álcool nas usinas da região centro-sul do Brasil.” XLIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural.
- MARCOCCIA, R. (2007). “A participação do etanol brasileiro em uma nova perspectiva na matriz energética mundial.” 95 p. – Dissertação (Mestrado) – Programa de Interunidades de Pós-Graduação em Energia - USP.
- MARJOTTA-MAISTRO, M.C. (2002) “Ajustes nos mercados de álcool e gasolina no processo de desregulamentação.” 180 p. Tese (Doutorado) – ESALQ-USP
- MARJOTTA-MAISTRO, M.C. e ASAI, G.A. (2006). Artigo. “Desde que o flex foi lançado, o álcool deixou de ser vantajoso só em dois meses.” CEPEA/ESALQ-USP.

MARTINES-FILHO, J.; BURNQUIST, H. L. E VIAN, C. E. F. (2006). "Bioenergy and the Rise of Sugarcane – Based Ethanol in Brazil. CHOICES: The Magazine of Food, Farm, and Resource Issues." Publicação da *American Agricultural Economics Association (AAEA)*. p. 91-96.

MEDEIROS, A.L., SOUZA, A.L., MONTEVECHI, J.A.B e REZENDE, M. (2006). "Análise e previsão de preços de commodities do setor sucroalcooleiro." XXVI Encontro Nacional de Engenharia de Produção - ENEGEP.

MME – Ministério de Minas e Energia. (2009). <http://www.mme.gov.br>. Acesso em 2009.

NASTARI P.M. (2005). "Tendência mundiais para o uso do etanol. Etanol – Balanço e Perspectivas." Seminário: Etanol Combustível: Balanço e Perspectivas. Campinas. UNICAMP-SP.

OECD – Organization for the Economic Cooperation and Development. (2006). Working Paper. "Agricultural market impacts of future growth in the production of biofuels".

PINDYCK, R.S. e RUBINFELD, D.L. (1991). "Microeconomia." São Paulo: Makron Books, 1994.

PORTAL BIODIESEL BR. <http://www.biodieselbr.com>. Acesso em 2008.

RAMSEY, J.B. (1969). "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis." *Journal of the Royal Statistical Society, Série B*, 31: p. 350-371.

RELATÓRIO FOCUS. "Focus – Relatório de Mercado." Disponibilizado pelo Banco Central do Brasil em <http://www4.bcb.gov.br/?FOCUS>. Acesso em 2009.

SAID, E. S. e DICKEY, D.A. (1984). "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order." *Biometrika*, 71: p. 599-607

SIMS, C.A. (1972). "Money, income and causality." *American Economic Review*, 62: p. 540-552.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. (2001). "Vector Autoregressions." *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, n° 4: p. 101-115.

TOKGOZ, S. e ELOBEID, A. (2006). "An analysis of the link between ethanol, energy, and crop markets." Iowa State University Working Paper 06 - WP 435.

UNICA - União da Agroindústria Canavieira de São Paulo. <http://www.unica.com.br>. Acesso em 2008.

WONG, F.L. (2008). "Combinações de Previsões do Preço do Petróleo." 54 p. Tese (Mestrado) – IBMEC-RJ.

ZACHARIADIS, T. (2006). "On the Exploration of Causal Relationships between Energy and the Economy." Discussion Paper 2006-05. Department of Economics, University of Cyprus.

APÊNDICE – RESULTADOS DAS REGRESSÕES

Tabela A.1: Modelo ARMA(1,1) – Mercado doméstico

Variável dependente: LALCANIDBRA
Método: Mínimos Quadrados
Amostra (ajustada): 2002M06 2009M04
Observações incluídas: 83 após ajustes
Convergência atingida após 8 iterações

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	-0,6446	0,2831	-2,2765	0,0256
T	0,0153	0,0106	1,4468	0,1520
T2	-0,0001	0,0001	-1,2379	0,2195
LPRODCANAX	0,0047	0,0113	0,4125	0,6811
AR(1)	0,7017	0,0868	8,0818	0,0000
MA(1)	0,6738	0,0864	7,7936	0,0000
R ²	0,8347	Média var depend.		-0,2447
R ² ajustado	0,8240	Desvio pad. var depend.		0,2263
Erro padrão regressão	0,0949	Critério info. Akaike		-1,8015
Soma resíduos quad.	0,6941	Critério info. Schwarz		-1,6267
Log Verossimilhança	80,7633	Estatística F		77,7697
Estat.Durbin-Watson	2,0112	Prob(Estatística F)		0,0000
Raízes AR invertidas	,70			
Raízes MA invertidas	-,67			

Tabela A.2: Modelo GARCH(1,1) – Mercado doméstico

Variável dependente:: LALCANIDBRA

Método: ML - ARCH (Marquardt) – Distribuição Normal

Amostra (ajustada): 2002M06 2009M04

Observações incluídas: 83 após ajustes

Convergência atingida após 27 iterações

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	-0,568304	0,252520	-2,250532	0,0244
T	0,013673	0,013286	1,029166	0,3034
T2	-0,000119	0,000147	-0,804713	0,4210
AR(1)	0,725855	0,097389	7,453170	0,0000
MA(1)	0,715980	0,086131	8,312678	0,0000
Equação da Variância				
C	0,002352	0,003220	0,730406	0,4651
RESID(-1)^2	-0,072302	0,088283	-0,818976	0,4128
GARCH(-1)	0,797463	0,371418	2,147076	0,0318
R ²	0,832640	Média var depend.		-0,244685
R ² ajustado	0,817019	Desvio pad. var depend.		0,226298
Erro padrão regressão	0,096802	Critério info. Akaike		-1,766004
Soma resíduos quad.	0,702795	Critério info. Schwarz		-1,532863
Log Verossimilhança	81,28918	Estatística F		53,30494
Estat.Durbin-Watson	2,182278	Prob(Estatística F)		0,000000
Raízes AR invertidas	,73			
Raízes MA invertidas	-,72			

Tabela A.3 – Modelo DDF-ARMA(1,0) – Mercado doméstico

Variável dependente: LALCANIDBRA

Método: Mínimos Quadrados

Amostra (ajustada): 2002M07 2009M04

Observações incluídas: 83 após ajustes

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	0,7563	0,2372	3,1887	0,0021
T	-0,0034	0,0023	-1,5205	0,1327
T2	0,0000	0,0000	0,5334	0,5954
LPRODCANAX	0,0111	0,0035	3,1888	0,0021
LALCANIDBRA(-1)	0,7686	0,0581	13,2392	0,0000
LGASBRA	0,4909	0,2230	2,2016	0,0309
MISTANIDGAS(-1)	1,2239	0,4446	2,7525	0,0075
LCANA	1,4410	0,0930	15,5028	0,0000
LCANA(-1)	-1,0520	0,1058	-9,9458	0,0000
LACUUS	-0,2506	0,0484	-5,1753	0,0000
R ²	0,9652	Média var depend.		-0,2447
R ² ajustado	0,9609	Desvio pad. var depend.		0,2263
Erro padrão regressão	0,0447	Critério info. Akaike		-3,2635
Soma resíduos quad.	0,1461	Critério info. Schwarz		-2,9721
Log Verossimilhança	145,4365	Estatística F		225,0383
Estat.Durbin-Watson	1,8835	Prob(Estatística F)		0,0000

Tabela A.4: Modelo VAR(1) – Mercado doméstico

Estimativas VAR

Amostra (ajustada): 2002M06 2009M04

Observações incluídas: 83 após ajustes

Erros padrão em () e Estatísticas t em []

	LALCANIDBRA	LGASBRA	MISTANIDGAS	LACUUS	LCANA
LALCANIDBRA(-1)	0,695826 (0,12749) [5,45770]	-0,001782 (0,02466) [-0,07227]	0,020227 (0,01166) [1,73440]	0,035615 (0,09600) [0,37101]	-0,037721 (0,07738) [-0,48749]
LGASBRA(-1)	1,173642 (0,45643) [2,57136]	0,680894 (0,08827) [7,71420]	-0,101422 (0,04175) [-2,42918]	0,030465 (0,34366) [0,08865]	0,565835 (0,27701) [2,04267]
MISTANIDGAS(-1)	1,785834 (0,93422) [1,91158]	0,400494 (0,18066) [2,21683]	0,624099 (0,08546) [7,30309]	0,522415 (0,70341) [0,74269]	0,304508 (0,56698) [0,53707]
LACUUS(-1)	0,343287 (0,10078) [3,40633]	0,018103 (0,01949) [0,92890]	-0,004096 (0,00922) [-0,44431]	1,086627 (0,07588) [14,3203]	0,429622 (0,06116) [7,02417]
LCANA(-1)	-0,121319 (0,19797) [-0,61280]	0,054513 (0,03828) [1,42389]	-0,030257 (0,01811) [-1,67075]	-0,245000 (0,14906) [-1,64361]	0,573770 (0,12015) [4,77538]
C	-2,107293 (0,50244) [-4,19416]	-0,046419 (0,09716) [-0,47775]	0,064777 (0,04596) [1,40942]	-0,692877 (0,37830) [-1,83154]	-2,121820 (0,30493) [-6,95837]
T	-0,008935 (0,00486) [-1,83745]	0,002714 (0,00094) [2,88571]	0,001039 (0,00044) [2,33697]	-0,000403 (0,00366) [-0,11010]	-0,004582 (0,00295) [-1,55254]
T2	5,24E-05 (3,7E-05) [1,40140]	-1,98E-05 (7,2E-06) [-2,74046]	-6,13E-06 (3,4E-06) [-1,79209]	9,89E-06 (2,8E-05) [0,35135]	3,69E-05 (2,3E-05) [1,62791]
LPRODCANAX	0,011286 (0,00742) [1,52152]	0,000399 (0,00143) [0,27821]	0,000418 (0,00068) [0,61675]	-0,002737 (0,00559) [-0,49013]	-0,000528 (0,00450) [-0,11731]
R ²	0,843612	0,978490	0,796331	0,870526	0,937026
R ² Ajustado	0,826705	0,976164	0,774313	0,856529	0,930218
Soma redúduos quad.	0,656720	0,024559	0,005495	0,372305	0,241892
Erro padrão equação	0,094205	0,018218	0,008617	0,070931	0,057174

Estatística F	49,89758	420,7767	36,16682	62,19302	137,6355
Log Verossimilhança	83,06062	219,4368	281,5715	106,6138	124,5094
Akaike AIC	-1,784593	-5,070766	-6,567988	-2,352139	-2,783360
Schwarz SIC	-1,522309	-4,808482	-6,305704	-2,089855	-2,521076
Média var. depend.	-0,244685	0,337354	0,240482	3,264238	-1,341833
Desvio pad var. depend.	0,226298	0,117999	0,018139	0,187263	0,216433
<hr/>					
Covariância resid. determ. (dof ajust.)	6,82E-16				
Covariância resid. determinante	3,84E-16				
Log Verossimilhança	884,1862				
Critério info. Akaike (AIC)	-20,22136				
Critério info. Schwarz (SIC)	-18,90994				
<hr/>					

Tabela A.5: Causalidade de Granger - Modelo VAR(1) – Mercado doméstico

Causalidade de Granger VAR /Testes Wald Exogenidade de Bloco

Amostra: 2002M05 2008M12

Observações incluídas: 83

Variável dependente: LALCANIDBRA

Excluída	Chi ²	df	Prob.
LGASBRA	6,611904	1	0,0101
MISTANIDGAS	3,654151	1	0,0559
LACUUS	11,60309	1	0,0007
LCANA	0,375524	1	0,5400
Todas	31,64621	4	0,0000

Variável dependente: LGASBRA

Excluída	Chi ²	df	Prob.
LALCANIDBRA	0,005223	1	0,9424
MISTANIDGAS	4,914323	1	0,0266
LACUUS	0,862857	1	0,3529
LCANA	2,027458	1	0,1545
Todas	17,40115	4	0,0016

Variável dependente: MISTANIDGAS

Excluída	Chi ²	df	Prob.
LALCANIDBRA	3,008141	1	0,0828
LGASBRA	5,900918	1	0,0151
LACUUS	0,197414	1	0,6568
LCANA	2,791411	1	0,0948
Todas	23,71669	4	0,0001

Variável dependente: LACUUS

Excluída	Chi ²	df	Prob.
LALCANIDBRA	0,137648	1	0,7106
LGASBRA	0,007858	1	0,9294
MISTANIDGAS	0,551591	1	0,4577

LCANA	2,701459	1	0,1003
Todas	17,39194	4	0,0016

Variável dependente: LCANA

Excluída	Chi ²	df	Prob.
LALCANIDBRA	0,237651	1	0,6259
LGASBRA	4,172481	1	0,0411
MISTANIDGAS	0,288443	1	0,5912
LACUUS	49,33901	1	0,0000
Todas	71,44857	4	0,0000

Tabela A.6: Testes de cointegração do traço e do autovalor – Modelo VAR(1) – Mercado doméstico

Amostra (ajustada): 2002M07 2009M04
 Observações incluídas: 82 após ajustes
 Tendência assumida: Tendência Determinística Linear (restringida)
 Séries: LALCANIDBRA LGASBRA MISTANIDGAS LCANA LACUUS
 Séries exógenas: T T2 LPRODCANAX
 Aviso: Valores críticos assumem inexistência de séries exógenas
 Intervalo de defasagem (em primeiras diferenças): 1 para 1

Teste de *ranking* de cointegração irrestrita (Teste do traço)

No. hipotético de EC	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico 0,05	Prob.**
Nenhuma *	0,377977	101,1074	88,80380	0,0049
No max. 1	0,248472	62,17557	63,87610	0,0689
No max. 2	0,219336	38,75249	42,91525	0,1227
No max. 3	0,138765	18,44841	25,87211	0,3146
No max. 4	0,072806	6,198576	12,51798	0,4355

Teste do traço indica 1 equação de cointegração ao nível de 0,05

* denota rejeição da hipótese ao nível de 0,05

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) valores-p

Teste de *ranking* de cointegração irrestrita (Autovalor máximo)

No. hipotético de EC	Autovalor	Estatística do máx. autovalor	Valor crítico 0,05	Prob.**
Nenhuma *	0,377977	38,93188	38,33101	0,0426
No max. 1	0,248472	23,42308	32,11832	0,3880
No max. 2	0,219336	20,30409	25,82321	0,2261
No max. 3	0,138765	12,24983	19,38704	0,3923
No max. 4	0,072806	6,198576	12,51798	0,4355

Teste de autovalor máximo indica 1 equação de cointegração ao nível de 0,05

* denota rejeição da hipótese ao nível de 0,05

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) valores-p

Coefficientes de cointegração irrestrita (normalizados por $b^*S_{11}^*b=I$):

LALCANIDBRA	LGASBRA	MISTANIDGAS	LCANA	LACUUS	@Tendência (02M06)
-6,410981	46,45570	-9,640227	-5,803940	4,348555	-8,58E+08
-3,946524	10,31224	9,049948	12,91600	-13,22879	1,36E+10
-7,493494	-2,043180	92,44006	12,68807	-3,541490	7,22E+09
-4,470198	8,560002	51,89642	12,05031	-0,908881	-5,82E+10
8,174891	16,76387	32,30049	-8,211468	0,498412	5,94E+10

Coefficientes de ajuste irrestrito (alfa):

D(LALCANIDBRA)	0,039642	-0,014907	0,023180	-0,001076	-0,010890
D(LGASBRA)	-0,007072	-0,002617	0,005020	0,001268	-0,002409
D(MISTANIDGAS)	-0,001655	0,000644	-0,001910	-0,001573	-0,001357
D(LCANA)	0,020695	-0,020863	0,008747	-0,003498	-0,003668
D(LACUUS)	-0,003165	-0,005857	0,015727	-0,020668	0,006895

1 equação de cointegração MV 864.3626

Coefficientes de cointegração normalizados (desvio padrão em parêntesis)

LALCANIDBRA	LGASBRA	MISTANIDGAS	LCANA	LACUUS	@Tendência (02M06)
1,000000	-7,246271	1,503705	0,905312	-0,678298	1,34E+08
	(1,14820)	(2,40949)	(0,41489)	(0,32514)	(1,3E+11)

Coefficientes de ajuste (desvio padrão em parêntesis)

D(LALCANIDBRA)	-0,254144 (0,06573)
D(LGASBRA)	0,045335 (0,01343)
D(MISTANIDGAS)	0,010612 (0,00613)
D(LCANA)	-0,132674 (0,04192)
D(LACUUS)	0,020289 (0,05350)

Obs: mostrados somente os resultados assumindo 1 equação de cointegração, conforme apontado pelos testes do traço e do autovalor máximo.

Tabela A.7: Modelo ARMA(1,1) – Mercado internacional

Variável	Coefficient e	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	1,391879	0,142292	9,781861	0,0000
T	0,007001	0,007276	0,962176	0,3389
T2	-7,82E-05	7,91E-05	-0,988584	0,3259
AR(1)	0,564490	0,097147	5,810684	0,0000
MA(1)	0,703951	0,086980	8,093243	0,0000
R ²	0,743033	Média var depend.		1,495618
R ² ajustado	0,729855	Desvio pad. var depend.		0,181685
Erro padrão regressão	0,094432	Critério info. Akaike		-1,823527
Soma resíduos quad.	0,695555	Critério info. Schwarz		-1,677813
Log Verossimilhança	80,67636	Estatística F		56,38517
Estat.Durbin-Watson	1,985114	Prob(Estatística F)		0,000000
Raízes AR invertidas	,56			
Raízes MA invertidas	-,70			

Tabela A.8: Modelo DDF-ARMA(1,1) – Mercado internacional

Variável dependente: LALCANIDUS
 Método: Mínimos Quadrados
 Amostra (ajustada): 2002M06 2009M04
 Observações incluídas: 83 após ajustes
 Convergência atingida após 14 iterações

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	0,331801	0,417179	0,795345	0,4289
T	0,003568	0,006219	0,573772	0,5678
T2	-4,89E-05	6,70E-05	-0,729500	0,4679
LGASUS	0,169949	0,091894	1,849403	0,0683
LACUUS	0,282133	0,126683	2,227085	0,0289
AR(1)	0,515880	0,109258	4,721655	0,0000
MA(1)	0,626721	0,102644	6,105758	0,0000
R ²	0,770357	Média var depend.		1,495618
R ² ajustado	0,752228	Desvio pad. var depend.		0,181685
Erro padrão regressão	0,090437	Critério info. Akaike		-1,887758
Soma resíduos quad.	0,621593	Critério info. Schwarz		-1,683759
Log Verossimilhança	85,34195	Estatística F		42,49149
Estat.Durbin-Watson	2,010115	Prob(Estatística F)		0,000000
Raízes AR invertidas	,52			
Raízes MA invertidas	-,63			

Tabela A.9 – Causalidade de Granger – Modelo VAR(1) – Mercado Internacional

Causalidade de Granger VAR /Testes Wald Exogenidade de Bloco

Date: 06/15/09 Time: 00:14

Amostra: 2002M05 2009M04

Observações incluídas: 83

Variável dependente: LALCANIDUS

Excluída	Chi ²	df	Prob.
LGASUS	1,040021	1	0,3078
LACUUS	1,090459	1	0,2964
Todas	2,028598	2	0,3627

Variável dependente: LGASUS

Excluída	Chi ²	df	Prob.
LALCANIDUS	1,734627	1	0,1878
LACUUS	0,011331	1	0,9152
Todas	2,150077	2	0,3413

Variável dependente: LACUUS

Excluída	Chi ²	df	Prob.
LALCANIDUS	0,165537	1	0,6841
LGASUS	0,196692	1	0,6574
Todas	0,529746	2	0,7673

Tabela A.10 – Modelo VAR(1) - Mercado internacional

Estimativas VAR

Amostra (ajustada): 2002M06 2009M04

Observações incluídas: 83 após ajustes

Erros padrão em () e estatísticas-t em []

	LALCANIDUS	LGASUS	LACUUS
LALCANIDUS(-1)	0,682403 (0,08410) [8,11414]	-0,115054 (0,08736) [-1,31705]	-0,024013 (0,05902) [-0,40686]
LGASUS(-1)	0,080897 (0,07932) [1,01981]	0,754761 (0,08240) [9,16007]	-0,024688 (0,05567) [-0,44350]
LACUUS(-1)	0,079867 (0,07648) [1,04425]	0,008457 (0,07944) [0,10645]	0,925542 (0,05367) [17,2442]
C	0,152114 (0,21312) [0,71374]	0,341819 (0,22138) [1,54406]	0,326850 (0,14956) [2,18537]
T	-0,000937 (0,00272) [-0,34475]	0,005909 (0,00282) [2,09296]	-0,000968 (0,00191) [-0,50770]
T2	2,95E-06 (2,8E-05) [0,10494]	-5,83E-05 (2,9E-05) [-1,99700]	1,26E-05 (2,0E-05) [0,63726]
R ²	0,655296	0,763474	0,840203
R ² Ajustado	0,632912	0,748115	0,829826
Soma redúduos quad.	0,933040	1,006711	0,459500
Erro padrão equação	0,110079	0,114342	0,077250
Estatística F	29,27598	49,70913	80,97216
Log Verossimilhança	68,48622	65,33242	97,88105
Akaike AIC	-1,505692	-1,429697	-2,214001
Schwarz SIC	-1,330836	-1,254841	-2,039145
Média var. depend.	1,495618	1,246722	3,264238
Desvio pad var. depend.	0,181685	0,227827	0,187263
Covariância resid. determ. (ajust. dof)		6,96E-07	
Covariância resid. determinante		5,55E-07	
Log Verossimilhança		244,4390	
Critério info. Akaike (AIC)		-5,456362	
Critério info. Schwarz (SIC)		-4,931794	

Tabela A.11: Regressão entre preços do álcool anidro no mercado doméstico versus norte-americano

Variável dependente: LALCANIDBRA

Métodos: Mínimos Quadrados

Amostra: 2002M05 2009M04

Observações incluídas: 84

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Prob.
C	-0,445079	0.045024	-9.885462	0,0000
T	0,003178	0.000902	3.521468	0,0007
LALCANIDUS_LITRO	0,391566	0.114447	3.421372	0,0010
R ²	0,263615	Média var depend.		-0,248448
R ² ajustado	0,245433	Desvio pad. var depend.		0,227558
Erro padrão regressão	0,197671	Critério info. Akaike		-0,369369
Soma resíduos quad.	3,164965	Critério info. Schwarz		-0,282554
Log Verossimilhança	18,51351	Estatística F		14,49840
Estat.Durbin-Watson	0,335605	Prob(Estatística F)		0,000004

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)