AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

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

PREVISÃO DE PRODUÇÃO DO ETANOL BRASILEIRO PARA EXPORTAÇÃO: UMA APLICAÇÃO DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS (VAR)

MÁRCIA BATISTA FONSECA; MÁRCIA CRISTINA PAIXÃO; SINÉZIO FERNANDES MAIA;

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA

JOÃO PESSOA - PB - BRASIL

mb_marcia@hotmail.com

APRESENTAÇÃO ORAL

Comércio Internacional

Previsão de produção do etanol brasileiro para exportação: uma aplicação de Vetores Auto-Regressivos (VAR)

Márcia Paixão[1] (UFPB)
Márcia Fonseca[2] (UFPB)
Sinézio Maia[3] (UFPB)

Grupo de Pesquisa: Comercio Internacional.

Resumo

No início do século XXI, notadamente os EUA e UE discutem e promovem o uso de políticas específicas de estímulo à substituição de combustíveis fósseis por fontes renováveis de origem de biomassa. No Brasil desde os anos 70 a produção do etanol

[1] Aluna do Mestrado em Economia (UFPB). marciapaixão_2004@hotmail.com.br.
[2] Professora Adjunta do Departamento de Economia (UFPB). mb_marcia@hotmail.com
[3] Professor Adjunto do Departamento de Economia (UFPB). sineziomaia@yahoo.com.br.

representa uma alternativa ecológica geradora de emprego e renda. A produção de etanol brasileira, de baixo custo e alta produtividade, dadas as vantagens existentes junto aos recursos naturais e mão de obra, é destinada principalmente para o mercado norte americano e o mercado europeu. O objetivo geral deste estudo é obter a previsão de produção do etanol brasileiro para exportação entre 2007-2010 através de uma aplicação de Vetores Auto-Regressivos (VAR), a partir das variáveis captadas pelo modelo *Mundell-Fleming*, Produto Interno Bruto Agropecuário, taxa de juros, câmbio, preço e exportações do etanol. Os resultados apontam para uma tendência crescente de produção iniciada em 2006. A taxa de crescimento da produção prevista de etanol brasileiro para exportação entre 2007-2010 situa-se na ordem de 44,89%.

Palavras-chaves: Etanol, Previsão de Produção, VAR.

Abstract

Since the beginning of the 21st century, especially the USA and EU have been discussing and promoting the use of specific incentive politics to substitute fossil fuels for renewable sources of biomass origin. In Brazil since the seventies the production of ethanol has been representing an ecological alternative generating employment and income. The production of Brazilian ethanol, of low cost and high productivity, given the existent advantages combined with the natural resources and manual work, is destined mainly for the North American and the European market. The general objective of this study is to obtain the forecast of Brazilian ethanol production for export in the 2007-2010 period through an application of Vector Auto Regression Analysis (VAR), starting from the variables captured by the *Mundell-Fleming* model, the agricultural gross domestic product, interest rate, exchange, price and ethanol exports. The results appear to have a tendency of growth for the production initiated in 2006. The growth rate of the foreseen Brazilian ethanol production of Brazilian for the export from 2007 to 2010 is about 44.89%.

Key Words: Ethanol, Production Forecast, Vector Auto Regression Analysis (VAR)

1. INTRODUÇÃO

No Brasil desde os anos 70 a produção do etanol representa uma alternativa ecológica geradora de emprego e renda. Os primeiros passos do país rumo ao etanol foram dados pós-crise do petróleo nos anos 70 com o *Pró-Àlcool* e um novo *boom* de crescimento da produção ocorreu a partir de do inicio dos anos 2000 com a introdução dos veículos bicombustíveis no mercado.

Há mais de três décadas no Brasil há uma obrigatoriedade de adição de etanol a gasolina, além do que há uma preferência tarifária para a compra dos veículos bicombustíveis. Essa política pública está associada as vantagens internas para a produção de etanol tais como, o fato de ser o Brasil, pioneiro na utilização dessa alternativa de combustível e de ter o setor sucroalcooleiro competitivo internacionalmente, operando com capacidade ociosa.

Segundo Bastos (2007) o etanol fabricado no Brasil implica no uso da biomassa lignocelulósica proveniente de sobras e resíduos de produtos naturais - tais como, no

caso da cana de açúcar, o bagaço, as pontas e a palha. Além do que, a cana de açúcar também é utilizada para produzir açúcar, produto em que o Brasil é líder no mercado internacional.

Desde 2002 a produção mundial de etanol aumentou 50% e a evolução deve continuar liderada pela produção no Brasil, com o etanol proveniente da cana de açúcar e nos Estados Unidos (EUA), com o etanol proveniente do milho, sendo ampliada pelo consumo dos países membros da União Européia (UE), de acordo com dados da PNUD (2006).
Segundo dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC/SECEX), em 2007 o Brasil exportou 3,4 bilhões de litros de etanol. A União Européia e os Estados Unidos foram os principais compradores, importando 25% e 29% desse volume, respectivamente. Entretanto, existem empecilhos para as exportações do etanol produzido no Brasil para os EUA e União Européia.

Nos EUA o imposto de importação aplicado sobre o etanol brasileiro é de US$ 0,1427/litro, e na UE o imposto de importação aplicado é de US$ 0,25/litro. A EU tem uma pequena produção interna de etanol de beterraba. O etanol de milho americano é duas vezes menos produtivo por litro que o etanol de cana-de-açúcar produzido pelo Brasil segundo ÚNICA (2007).

Além disso, existe a alegação por parte da UE de dumping social, devido às precárias condições do trabalho com a cana-de-açúcar no Brasil e dumping ambiental, devido ao uso das práticas não conservacionistas, que sevem como barreiras não-tarifárias a entrada ao etanol brasileiro nesses mercados.

Apesar das barreiras impostas, é de conhecimento geral a capacidade de produção brasileira de etanol como também a necessidade mundial de obtenção de fontes de energia limpa. Os EUA e a EU lideram as preocupações mundiais neste sentido e ampliam as possibilidades de o Brasil torna-se o grande fornecedor mundial da *commodity*.

O governo brasileiro tem bastante interesse no aumento da produção e exportação de etanol, dado que este representa uma alternativa limpa e barata e que o país tem vantagem comparativa na produção dada a intensidade em recursos naturais e mão-de-obra não-qualificada.

Neste contexto, o objetivo geral deste estudo é obter a previsão de produção do etanol brasileiro para exportação através de uma aplicação de Vetores Auto-Regressivos (VAR), a partir das variáveis captadas pelo modelo *Mundell-Fleming.*[4], a saber, Produto Interno Bruto (PIB), taxa de juros, câmbio, preço e exportações do etanol.

A importância desse tipo de estudo reside no fato de que se pode obter *ex-ante*, indicações a respeito do setor em análise, ou seja, se este deve merecer maior ou menor atenção das políticas do governo brasileiro no momento das negociações comerciais dado o potencial de crescimento das exportações brasileiras.

[4] Para uma boa descrição do modelo *Mundell-ver* Caves e Jones (2001).

Após esta introdução, o artigo discute a produção brasileira e mundial de etanol, em seguida a abordagem teórico-metodológica, a discussão dos resultados e por fim a conclusão.

2. A PRODUÇÃO MUNDIAL E BRASILEIRA DE ETANOL

Entre 1997-2005 a produção brasileira de etanol ficou em torno dos 13,5 bilhões de litros anuais. Enquanto que nos EUA, principal concorrente da produção brasileira, esta média ficou em torno dos 9 bilhões de litros anuais. O Gráfico 1 a seguir apresenta a produção brasileira entre 1997-2005 em bilhões de litros anuais.

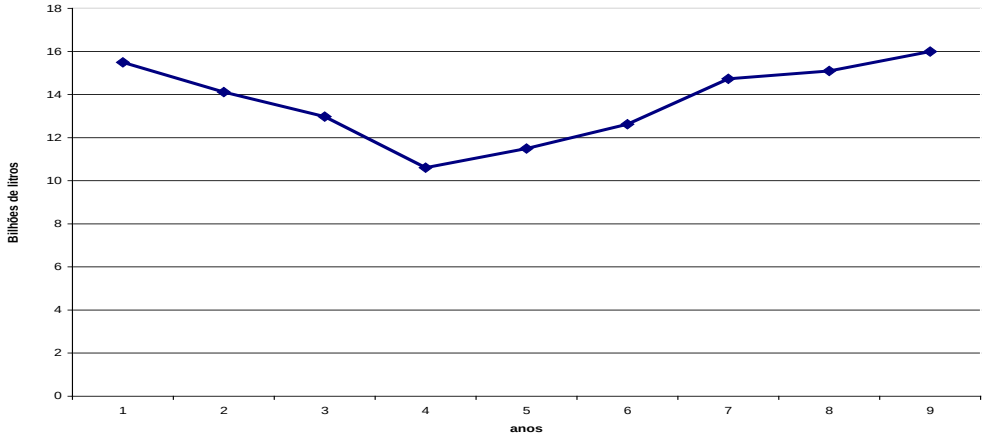


Gráfico 1 Produção Brasileira de Etanol (em bilhões de litros)
Fonte: UDOP/MAPA (2007)

A Tabela 1 apresenta dados do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimentos (MAPA), divulgados pela Associação Profissional da Indústria da Fabricação de Álcool, Açúcar, Similares e Conexos (UDOP), evidenciando que desde 2000 a produção mundial de Etanol quase que dobrou, liderada pelo Brasil - com o etanol proveniente da cana de açúcar – e pelos Estados Unidos (EUA) - com o etanol proveniente do milho – seguidos pela China e a Índia.

Países	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Brasil	15.49	14.12	12.98	10.61	11.5	12.62	14.73	15.1	16.0
EUA	5.89	6.45	6.61	6.47	6.96	8.43	10.9	13.38	16.14
China	2.69	2.8	2.86	2.97	3.05	3.15	3.4	3.65	3.8
Índia	1.65	1.69	1.69	1.72	1.78	1.8	1.9	1.75	1.7
Outros	7.24	6.9	6.93	8.06	8.74	9.63	9.07	6.88	8.25
Total	**32.96**	**31.96**	**31.07**	**29.83**	**32.03**	**35.63**	**40**	**40.76**	**45.89**

Tabela 1 - Produção Mundial de Etanol (em bilhões de litros)
Fonte: UDOP/MAPA (2007)

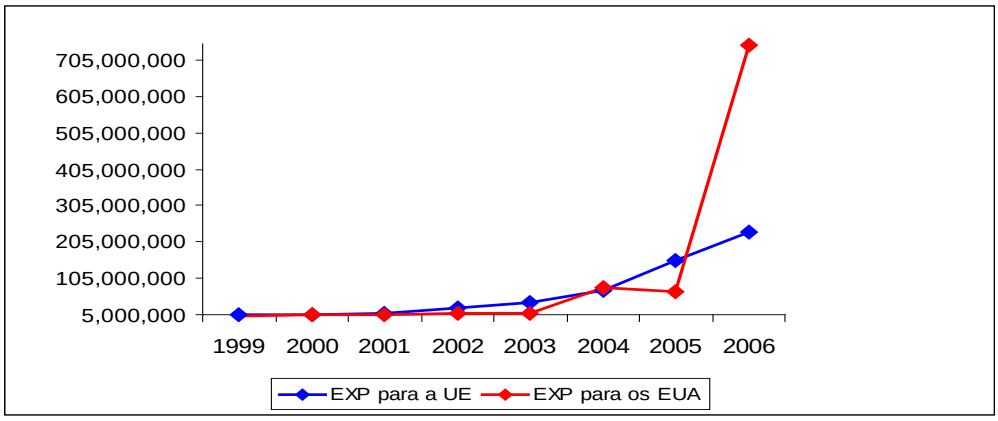
Os primeiros passos rumo ao etanol no Brasil foram dados pós-crise do petróleo com o *Pró-Álcool* e um novo *boom* de crescimento da produção ocorreu a partir de do inicio dos anos 2000 com a introdução dos veículos bicombustíveis no mercado brasileiro. Além do mercado interno, a produção de etanol é destinada principalmente para dois mercados: o mercado norte americano e o mercado europeu.

Nos EUA o consumo de etanol foi incentivado desde o inicio dos anos 1990 pela necessidade de energia limpa com a redução da emissão de poluentes. Figueira e Burnquist (2006) mostram que o consumo do etanol aumentou nos EUA a partir da Instituição do *Clean Air Act (1990)*, quando foram estabelecidos padrões da qualidade do ar das cidades americanas. A idéia era reduzir o nível de poluição com o uso de gasolina oxigenada e para a adição de oxigênio na gasolina era necessária a adição de etanol.

A União Européia, segundo maior comprador do etanol brasileiro, em 2003 assumiu um forte compromisso em defesa do cumprimento do Protocolo de Quioto[5] e passou a compor a compor a Diretiva de Biocombustíveis, cuja pretensão é impor o uso obrigatório de biocombustíveis antes de 2010. A partir de então, a mistura de 2% de etanol na gasolina começou a ser exigida em 2005 nos países membros da UE.

Segundo Bastos (2007), os europeus pretendem atingir o volume de 5,75% de etanol adicionado a gasolina para o ano de 2010, o que exigirá expansão de capacidade para cerca de 12 bilhões de litros consumidos nos países membros. A produção média de etanol na EU entre 1997-2005 fica abaixo dos 2 bilhões de litros anuais.

O Gráfico 2 apresenta uma comparação entre o volume de etanol brasileiro exportado para os EUA e a UE entre 1999-2006.



[5] O protocolo de Quioto assinado em 1997, constitui-se de um tratado internacional com compromissos mais rígidos para a diminuição da emissão dos gases que provocam o efeito estufa que, de acordo com as investigações científicas, é a causa do aquecimento global.

Gráfico 2 - Brasil: Exportações de Etanol para a União Européia e Estados Unidos, 1999 a 2006 US$ FOB

Fonte: ALICEWEB (2008). Nota: Etanol refere-se a classificação dada pela Nomenclatura Comum do Mercosul - NCM: 2207.10.00 – Álcool Etílico não desnaturado com volume de Teor Alcoólico >=80%.

Percebe-se que as exportações brasileiras de etanol para a União Européia apresentaram uma trajetória crescente notadamente a partir de 2001. Por sua vez, as exportações para os Estados Unidos aumentaram expressivamente em 2006, alcançando naquele ano quase 10 vezes o valor de 2004: saltou de US$ 78,8 milhões em 2004 para US$ 748,1 milhões em 2006.

3 – ABORDAGEM TEÓRICO-METODOLÓGICA

Há uma forte ligação da ação do governo brasileiro com o estímulo a produção de etanol, desde o *Pró-alcool* até o presente com a obrigatoriedade de adição do álcool a gasolina e a redução dos custos na compra dos automóveis bicombustíveis. O mercado internacional caminha na mesma tendência dado o aumento da necessidade de preservação ambiental e redução dos poluentes gerados pelos combustíveis de origem fóssil.

Esta combinação de fatores tem gerado um aumento na produção e nas exportações brasileiras de etanol. Este estudo por sua vez propõe-se a realizar uma previsão da produção de etanol no Brasil até 2010.

Para fins de previsão econômica, um modelo simples que descreve o comportamento de uma variável, ou de um conjunto de variáveis, em termos de seus valores passados, pode gerar resultados muito satisfatórios. Esta é a constatação diante da utilização de modelos de séries temporais univariados, com destaque para o método Auto-Regressivo Integrado de Média Móvel (ARIMA) de Box-Jenkins, descrito por estes autores na década de 70 e muito difundido na atualidade.

Alguns trabalhos encontrados na literatura sobre previsão da produção de etanol fazem esta analise utilizando o estudo de séries temporais, um exemplo disso é o estudo de Figueira e Burnquist (2006).

Este estudo, entretanto, buscando analisar os efeitos das políticas macroeconômicas sobre as exportações brasileiras de etanol, desenvolveu um modelo econométrico a partir das variáveis captadas pelo modelo *Mundell-Fleming*[6].

Uma alternativa à metodologia de Box-Jenkins é o método de Auto-Regressão Vetorial (VAR). Trata-se de um método multivariado, isto é, que associa mais de uma série temporal na efetivação de previsão econômica.

Uma vez que os modelos VAR convencionais têm sido usados sob pressupostos muito restritivos, diversos procedimentos alternativos vem sendo propostos, a exemplo dos de

[6] O modelo *Mundell-Fleming* é descrito em vasta literatura sobre Economia Internacional, podendo-se citar Caves (2001).

Sims (1986), Bernanke (1986) e Blanchar e Quah (1989). Esses procedimentos alternativos buscam a melhor especificação estrutural do modelo, que é obtida na teoria econômica relevante.

Dessa forma, não só os dados, como as informações da teoria econômica, são relevantes na especificação da estrutura dinâmica do modelo. Daí a importância de se tomar por base um modelo teórico para a análise empírica, como o modelo de *Mundell-Fleming* considerado no presente estudo.

Castro e Rossi Júnior (2000) trabalham com modelos de previsão para a exportação das principais *commodities* brasileiras utilizando variáveis captadas pelo modelo *Mundell-Fleming*, estimando-se modelos Vetoriais Auto-Regressivos (VAR) irrestritos e modelos em diferenças restritos.

Para obter a previsão de produção do etanol brasileiro para exportação através de uma aplicação de Vetores Auto-Regressivos (VAR), a base de dados foi observada no período 1997-2007. A escolha do período reflete a assinatura do Protocolo de Quioto, e o aumento da preocupação internacional com a busca de combustíveis menos poluentes.

As séries de dados utilizadas são aquelas captadas pelo modelo de *Mundell-Fleming*, a saber: (y) Produto Interno Bruto (PIB) – variável aqui representada pelo PIB do setor agropecuário; (r) Taxa de juros – representada pela taxa básica de juros SELIC; (q) Taxa de câmbio – utilizou-se a série da taxa de câmbio efetiva real do setor agropecuário; (p) Nível de preços – representado pelo índice de preços de exportação do setor agropecuário; e (x) Exportações – sendo as exportações *Free on Board* (FOB) de etanol[7] em dólares correntes.

Os dados foram obtidos junto a Secretaria de Comércio Exterior do Ministério da Indústria e Comércio (SECEX/MIDC) - Sistema ALICE-Web e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) – dados do sistema IPEADATA.

Todos os dados utilizados são trimestrais e correspondem ao período compreendido entre o primeiro trimestre de 1997 e o terceiro trimestre de 2007. Para estimação do modelo foi utilizado o *software* econométrico *WinRATS Pro 6.0.*

É oportuno ressaltar que a indisponibilidade de dados mensais para uma das variáveis (PIB do setor agropecuário) implicou na utilização de uma amostra de dados de tamanho reduzido (43 observações trimestrais) para todas as séries temporais estudadas. Isto representou um problema a ser contornado na determinação do modelo VAR, conforme será destacado na apresentação dos resultados do estudo.

4 - ESTRATÉGIA EMPÍRICA: descrevendo os modelos Vetoriais Auto-Regressivos

Esta seção é dedicada à apresentação, de forma sucinta, da descrição dos modelos Vetoriais Auto-Regressivos (VAR) e dos principais aspectos teóricos considerados na implementação deste modelo. Dentre os aspectos teóricos relacionados com os modelos

[7] NCM 2207.10.00 - ALCOOL ETILICO N/DESNATURADO C/VOL.TEOR ALCOOLICO>=80%

VAR, estão os conceitos de Raiz Unitária, Co-Integração, Modelos de Correção de Erros, Decomposição da Variância do Erro e Função de Respostas a Impulsos.

Trabalhos empíricos baseados em dados de série temporal assumem, como condição para validade de suas estimativas e inferências, que as séries temporais envolvidas sejam estacionárias[8]. Para a verificação da estacionariedade de uma série temporal, recorre-se ao conceito de Raiz Unitária: se uma das séries apresenta raiz unitária, qualquer choque exógeno sofrido gera efeito permanente, as flutuações indicariam comportamentos não-transitórios e a trajetória de cada variável pode não convergir no longo prazo.

Vários testes têm sido apresentados para se poder determinar se uma série contém ou não uma raiz unitária, entre os quais destacam-se os testes de Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentados (ADF) e Phillips-Perron (PP).[9]

A maioria das variáveis econômicas que exibe forte tendência no tempo são não-estacionárias. Como a maioria dos procedimentos de análise estatística de séries temporais supõe que estas sejam estacionárias, se faz necessário transformá-las caso ainda não sejam. A transformação mais comum consiste em tomar diferenças sucessivas da série original até obter uma série estacionária. Assim, uma série não-estacionária é integrada de ordem *d* - denotada por I (*d*) - se ela se tornar estacionária depois de ser diferenciada d vezes.

Quando analisado o comportamento individual de cada série estabelecida no modelo, está-se trabalhando com séries univariadas. Quando esta questão é estendida para o âmbito multivariado a análise modifica-se um pouco, ou seja, amplia-se o teste de raiz unitária e passa-se a lidar com o que se chama de co-integração (ALENCAR, 1998). O conceito de *Co-Integração*, originalmente introduzido por Granger (1981). Enders (1995) destaca que co-integração se refere à possibilidade de existir uma combinação linear entre variáveis não-estacionárias e que qualquer relação de equilíbrio entre um conjunto de variáveis significa dizer que estas não se movem de modo independente.

Engle-Granger (1987) propõem uma metodologia simples, de fácil implementação, para testar co-integração. Considera-se que o vetor $z_t = (q_t, r_t, y_t, p_t, x_t)'$ tem uma relação de equilíbrio de longo prazo se esta relação é dada por $\alpha' z_t = \alpha_1 q_t + \alpha_2 r_t + \alpha_3 y_t + \alpha_4 p_t + \alpha_5 x_t = 0$.

Em geral, é plausível supor que uma economia encontra-se frequentemente mais fora do equilíbrio do que em equilíbrio. Dessa forma, pode ocorrer que $\alpha' z_t = \nu_t$ em que ν_t é uma variável estocástica, representando o desvio do equilíbrio. Se existe relação de co-integração entre os componentes do vetor de z_t, é razoável supor que ν_t seja estacionário.

Testes de co-integração entre variáveis, segundo Granger (1981), significam que a seqüência ν_t de uma equação de co-integração seja estacionária ou não. Formalmente, os

[8] Uma série temporal é estacionária se sua média, variância e autocovariância forem constantes independentemente do período de tempo em que são calculadas (GUJARATI, 2000).
[9] A metodologia empregada está descrita em Enders (1995), assim como os valores críticos dos testes.

componentes de um vetor z_t podem ser co-integrados de ordem (*d*) e (*b*), representados por $z_t \sim CI(d,b)$, se: 1) todos os componentes deste vetor são I(*d*), isto é, individualmente são integrados da mesma ordem; e 2) existe um vetor $\upsilon_t \neq 0$, tal que $\upsilon_t = \beta' z_t \sim I(d\text{-}b)$, b > 0. O vetor β é chamado de vetor de co-integração. No caso de *d* = *b* = 1, todos os componentes do vetor z_t são I(1), e existe uma combinação linear desses componentes que é I(0).

Segundo Enders (1995), é importante consider que, pela metodologia de Engle-Granger, se as variáveis forem integradas de diferentes ordens, é possível concluir que elas não são co-integradas; e, entre outras limitações, o método não é indicado para testar co-integração mediante a possibilidade de existir mais de um vetor de co-integração. Nesse caso, a metodologia de Johansen e Juselius (1990) é indicada.

Formalmente, o procedimento de Johansen para teste de co-integração baseia-se numa versão reparametrizada de um modelo VAR(p)

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + ... + \Gamma_{p-1} \Delta z_{t-p+1} + \Pi z_{t-1} + \tau + \varepsilon_t \qquad (01)$$

em que z_t é um vetor (*n x1*) de variáveis estocásticas e $\Pi = \alpha\beta'$ com α e β sendo matrizes (*n x r*). Os parâmetros do modelo são obtidos através da maximização da função de verossimilhança. O *rank* da matriz Π, *r*, é igual ao número de vetores de co-integração linearmente independentes, e o número de relações de co-integração corresponde ao número de autovalores (λ_i) estatisticamente diferentes de zero. Johansen e Juselius (1990) também apresentaram os valores críticos para identificar o número de vetores de co-integração, através das seguintes estatísticas:

$$\lambda_{Trace}(r) = -T \sum_{i=r_0+1}^{n} \ln(1-\hat{\lambda}_i) \qquad (02)$$

$$\lambda_{Max}(r, r+1) = -T \ln(1-\hat{\lambda}_{i+1}) \qquad (03)$$

em que os $\lambda_1, \lambda_2, ..., \lambda_n$ (obtidos através da matriz de variância–covariância de regressões auxiliares) são os autovalores de Π. A primeira estatístisca testa a hipótese nula de que o número de vetores diferentes de co-integração é menor ou igual a *r*, contra a hipótese geral de que é maior que *r*. A segunda estatística testa a hipótese nula de que o número de vetores de co-integração é *r*, contra a hipótese de que há *r + 1* vetores de co-integração. Se os valores calculados pelas duas estatísticas forem superiores aos respectivos valores críticos, rejeita-se a hipótese nula de não co-integração, e aceita-se a hipótese alternativa de um ou mais vetores co-integrados.

Caso as variáveis do modelo sejam não-estacionárias, mas co-integradas da mesma ordem, então a estimação deve ser feita com *Modelos de Correção de Erros* (MCE). Campbell e Perron (1991) afirmaram que, no curto prazo, variáveis que são co-integradas podem divergir uma das outras. Haveria lento ajuste que as levariam para um equilíbrio de longo prazo, o qual deve ser aquele especificado pela teoria econômica.

Entretanto, no curto prazo, essas possibilidades são restritas. Tais modelos são especificados de forma a considerar as relações de equilíbrio de longo prazo

estabelecidas pela teoria econômica e os desvios em relação a esse equilíbrio, podendo ser ser generalizado da seguinte forma:

$$\Delta z_t = A_0 + \pi z_{t-1} + A_1 \Delta z_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (04)$$

sendo $\pi = a\beta'$, em que existem (n x r) matrizes α e β com *rank* (r), tal que $\beta' z_t$ seja estacionária. Logo, (r) é o número de equações de co-integração, α é o coeficiente de velocidade de ajustamento do sistema quando incorporadas as informações de equilíbrio de longo prazo, e cada coluna de β corresponde a um vetor de co-integração. Como a estimação da matriz π impõe restrições por equação, então não se pode usar o método de mínimos quadrados ordinários (MQO) para obter α e β. Os cálculos são feitos diretamente, usando-se a máxima verossimilhança, sendo possível (i) estimar o modelo de correção de erros; (ii) determinar o rank de π; (iii) utilizar os vetores de co-integração mais significantes para formar β′; e (iv) selecionar α de forma que $\pi = a\beta'$.

Na busca da melhor especificação estrutural do modelo VAR, os procedimentos alternativos propostos por Sims (1986), Bernanke (1986) e Blanchar e Quah (1989) concentram as restrições baseadas na teoria econômica, de forma a resolver o problema de identificação na matriz de interações contemporâneas do modelo.

Uma justificativa para tal procedimento é que a teoria econômica define com maior rigor as relações contemporâneas e de longo prazo. Admite-se, também, que as realizações passadas das variáveis são de conhecimento dos agentes econômicos, podendo ser utilizadas na formulação de expectativas (BLANCHARD e QUAH, 1989). O ponto de partida é tratar cada variável simetricamente dentro de uma concepção de equações simultâneas (SIMS, 1986). Considerando as variáveis que farão parte do sistema de equações simultâneas no presente estudo, primeiramente, efetuar-se-á um sistema de cinco equações, todas definidas endogenamente. As equações simultâneas teriam as seguintes especificações:

$$\begin{aligned}
y_t &= b_{10} + b_{11} p_{t-i} + b_{12} q_{t-i} + b_{13} r_{t-i} + b_{14} x_{t-i} + b_{15} y_{t-k} + \varepsilon_{yt} \\
p_t &= b_{20} + b_{21} p_{t-k} + b_{22} q_{t-i} + b_{23} r_{t-i} + b_{24} x_{t-i} + b_{25} y_{t-i} + \varepsilon_{Pt} \\
q_t &= b_{30} + b_{31} p_{t-i} + b_{32} q_{t-k} + b_{33} r_{t-i} + b_{34} x_{t-i} + b_{35} y_{t-i} + \varepsilon_{qt} \\
r_t &= b_{40} + b_{41} p_{t-i} + b_{42} q_{t-i} + b_{43} r_{t-k} + b_{44} x_{t-i} + b_{45} y_{t-i} + \varepsilon_{rt} \qquad k = 1,2,3... \\
x_t &= b_{50} + b_{51} p_{t-i} + b_{52} q_{t-i} + b_{53} r_{t-i} + b_{54} x_{t-k} + b_{55} y_{t-i} + \varepsilon_{xt} \qquad i = 0,1,2,3,...
\end{aligned} \qquad (05)$$

Ressalta-se que as séries têm as propriedades do modelo de Box-Jenkins, ou seja, são parcimoniosas, estáveis e invertíveis. Tenham também os ε_{it} ruído branco com variância constante e não-correlacionados. A estrutura do sistema indica relações simultâneas e o problema maior está na relação entre os choques o que torna os choques relacionados com as variáveis explicativas. Dessa forma, na estimação pelo método MQO incorre-se em violação de pressupostos, que tornam os parâmetros estimados não-confiáveis (ENDERS,1995).

Para tornar o sistema primitivo estimável por MQO, este pode ser representando por uma forma reduzida. Com alguns exercícios algébricos pode-se obter um vetor auto-

regressivo chamado de forma padrão da estrutura do sistema VAR matricial. O maior problema do processo VAR é saber se a forma primitiva é identificável, isto é, se é possível recuperar todas as informações no sistema primitivo a partir da forma reduzida.

Outra importante fase na construção do modelo VAR é a definição do número de defasagens a serem incluídas no modelo. Para determinar a ordem de defasagens, se utiliza os critério de Akaike (Akaike's Information Criteria - AIC) e Schwartz (Schwartz's Bayesian Information Criteria - SBC). Os menores números gerados por estes critérios definem o modelo.[10]

É importante observar que, em razão do fato de as variáveis inseridas no sistema VAR serem, na maioria das vezes relacionadas, uma análise da *Decomposição da Variância do Erro* será sugerida para mostrar qual impacto cada variável apresenta na previsão da variância do erro-padrão da outra variável. A análise permite verificar se há alguma variável que pode ser considerada exógena ao sistema, isto é, se ela sofre impacto somente do passado dela mesma e qual a importância da sua defasagem para a estimação do modelo.

Como muitas vezes é difícil interpretar os coeficientes individuais nos modelos VAR estimados, outro instrumento importante para analisar as inter-relações dinâmicas entre as variáveis são as chamadas *Funções de Respostas a Impulsos*. Esse procedimento mostrará a relação entre as variáveis macroeconômicas com o objeto de análise: as Exportações de Etanol (x).

Pelo modelo de *Mundell-Fleming*, um choque monetário, por exemplo, pode levar determinado tempo para ser absorvido pelas demais variáveis, mas se espera a convergência das trajetórias ao equilíbrio de longo prazo. A função de respostas a impulso apresentará esse comportamento de curto prazo, bem como o tempo exato de ajustamento do sistema econômico.

Visando a uma aplicação dos conceitos citados anteriormente é necessário seguir os seguintes passos: *a*) definir o conjunto de variáveis que comporá o modelo com base na teoria econômica; *b*) realizar o teste de raiz unitária para determinar a ordem de integração das variáveis; *c*) realizar testes de defasagens para identificar o número de *lags* a serem incluídas no modelo; *d*) se necessário, obter as relações de co-integração, dado o conjunto de variáveis; e *e*) estimar o modelo como um VAR ou um MCE. É necessário, para obter resultados não espúrios, que nesse modelo as variáveis sejam estacionárias.

5 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

Como trabalhos empíricos baseados em dados de série temporal assumem que as séries temporais analisadas sejam estacionárias, o primeiro passo necessário para estimar o modelo VAR é a realização de testes de *estacionariedade* para as séries de dados utilizadas no presente estudo. Os Gráficos 3 – 7 descrevem o comportamento das variáveis utilizadas, no período 1997 T1 a 2007 T3.

[10] A metodologia empregada está descrita em Enders (1995), assim como os valores críticos dos testes.

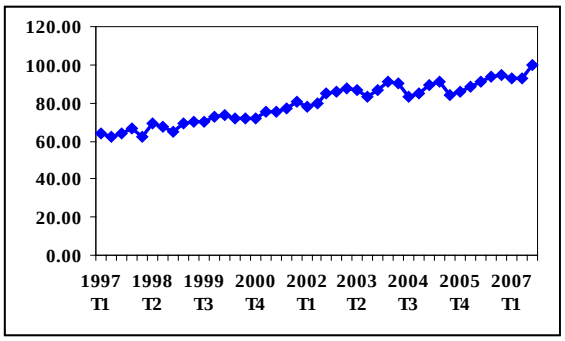


Gráfico 3: PIB – setor agropecuário - índice (2007 T3 = 100), 1997 T1 – 2007 T3.
Fonte: Cálculos do autor a partir de dados do IPEADATA.
Nota: Índice encadeado dessazonalizado.

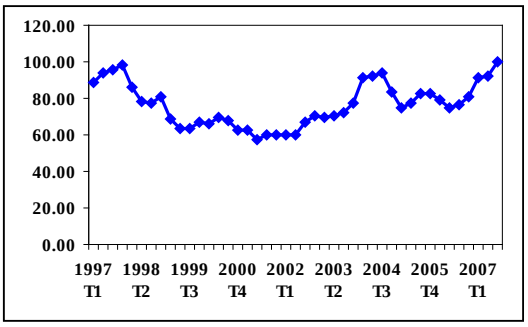


Gráfico 4: Preços de exportação - setor agropecuário – índice (2007 T3 = 100), 1997 T1 – 2007 T3.
Fonte: Cálculos do autor a partir de dados do IPEADATA.

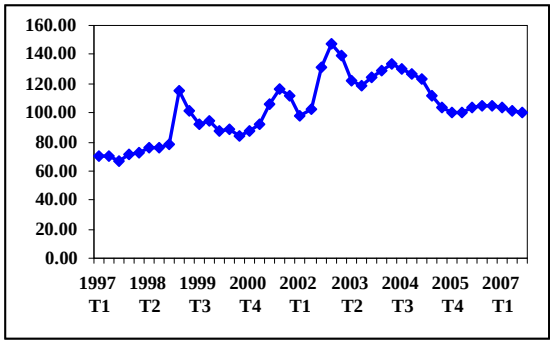


Gráfico 5 – Taxa de câmbio efetiva real – setor agropecuário - índice (2007.3 = 100), 1997 T1 – 2007 T3.
Fonte: Cálculos do autor a partir de dados do IPEADATA.

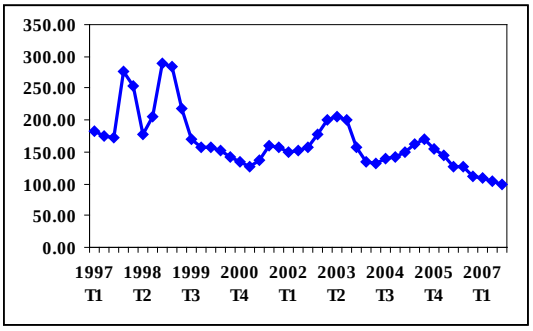


Gráfico 6 –Taxa de juros – SELIC – índice (2007 T3 = 100), 1997 T1 – 2007 T3
Fonte: Cálculos do autor a partir de dados do IPEADATA.

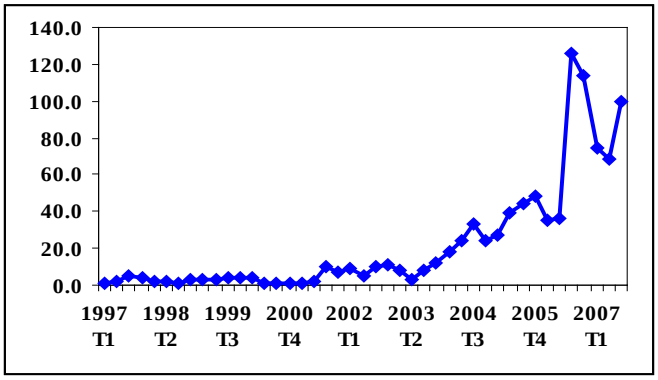


Gráfico 7 – Exportações de etanol – índice (2007 T3 = 100), 1997 T1 – 2007 T3
Fonte: Cálculos do autor a partir de dados disponíveis no ALICEWEB.
Nota: Valor FOB em US$ sob o NCM 2207.10.00 - ALCOOL ETILICO N/DESNATURADO C/VOL.TEOR ALCOOLICO>=80%

5.1 Testes de Raiz Unitária

Para avaliar a ordem de integração das variáveis envolvidas nas estimações, procedeu-se com os testes de Dickey-Fuller. Conforme Morettin e Toloi (1987), para estabilizar a variância e tornar o efeito sazonal aditivo das séries temporais, no presente estudo todas as séries foram logaritmizadas.

Para as séries em nível, os resultados dos testes de Dickey-Fuller para raiz unitária, utilizando uma defasagem, indicaram que somente as séries *y* (produto interno bruto do setor agropecuário) e *r* (taxa básica de juros) são estacionárias, pois não apresentam raiz unitária e, portanto, são integradas de ordem d = 0, I(0). Por sua vez, as variáveis *p* (índice de preços de exportação do setor agropecuário), *q* (taxa de câmbio efetiva real do setor agropecuário) e *x* (exportações de etanol) são não-estacionárias. Contudo, aplicando-se o teste para estas em primeiras diferenças constatou-se a rejeição da hipótese nula de raiz unitária ao nível de 5%. Logo, as séries econômicas *p*, *q* e *x* são integradas de ordem 1, I(1). Os resultados dos testes de Dickey-Fuller para raiz unitária, com constante e tendência, são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 - Resultados dos Testes de Raiz Unitária.

Variável	τ-ADF $\tau_{crítico}$ = -3.41000	Conclusão do teste
gy	$\tau_{estatístico}$ = - 3.47613	Rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária.
gr	$\tau_{estatístico}$ = - 3.71975	Rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária.
dp	$\tau_{estatístico}$ = - 4.62375	Rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária.
dq	$\tau_{estatístico}$ = - 5.82495	Rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária.
dx	$\tau_{estatístico}$ = - 5.33673	Rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária.

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: (i) gy e gr correspondem às séries *y* e *r* logaritimizadas; (ii) *dp*, *dq* e *dx* correspondem à primeira diferença das séries *p*, *q* e *x* logaritimizadas.

Dados o tamanho reduzido da amostra das séries, é conveniente não perder de vista a limitação do teste Dickey-Fuller (DF) para amostras pequenas (ENDERS, 1996).

5.2 Teste de Defasagem por AIC / SBC

No presente estudo, realizou-se o teste de defasagem pelos critérios de AIC e SBC. Em função do tamanho reduzido da amostra (43 observações), para que não fossem perdidos muitos graus de liberdade, arbitrariamente decidiu-se por duas como o número máximo de defasagens. Visto isso, procedeu-se com os seguintes testes, de forma independente: um teste para 1 a 2 defasagens e outro para, somente, 1 defasagem. A Tabela 3 mostra que tanto o critério AIC quanto o SBC indicaram o uso de 1 defasagem e, portanto, o modelo escolhido foi um VAR(1).

Tabela 3 – Resultados do teste de defasagem por AIC / SBC

Teste para 1 e 2 defasagens	Teste para 1 defasagem
Ctr AIC= 116.60565 Ctr SBC= 135.18333	Ctr AIC= 108.97079 Ctr SBC= 119.25223

Fonte: Dados da pesquisa.

5.3 Teste de Co-integração

Co-integração é uma propriedade estatística que garante a existência de uma relação de equilíbrio no longo prazo, não espúria, entre variáveis econômicas de séries temporais.

O teste de Dickey-Fuller para raiz unitária, para uma defasagem, indicou que as séries *y* (produto interno bruto do setor agropecuário) e *r* (taxa básica de juros) são estacionárias, I (0) e que as variáveis *p* (índice de preços de exportação do setor agropecuário), *q* (taxa de câmbio efetiva real do setor agropecuário) e *x* (exportações de etanol) são não-estacionárias, I (1). Isto é, pela metodologia de *Engle-Granger* as variáveis não são co-integradas.

Contudo, dado que pela literatura de séries temporais, existe a possibilidade de se trabalhar com séries em níveis quando as séries são co-integradas, evitando problemas de regressões espúrias, optou-se por realizar o teste de co-integração de *JOHANSEN*.

Os resultados, mostrados na Tabela 4, indicaram que existem pelo menos quatro vetores co-integrados, isto é, o teste não rejeitou a hipótese de que as variáveis são co-integradas. Com base nas estatísticas $\lambda_{máximo}$ e $\lambda_{traço}$, todas as estatísticas calculadas apresentaram-se inferiores aos seus respectivos valores críticos com 90% de significância. A partir deste resultado, no presente estudo estimou-se um modelo VAR com as séries temporais *x*, *p*, *q*, *r* e *y*, em nível.

Tabela 4 – Resultados do Teste de Co-integração

Hipótese Nula	$\lambda_{máximo}$ (estatístico)	$\lambda_{máximo}$ (crítico) a 90%	$\lambda_{traço}$ (estatístico)	$\lambda_{traço}$ (crítico) a 90%
r = 0	55,04	20,90	164,05	64,74
r ≤ 1	37,58	17,14	109,01	43,84
r ≤ 2	35,58	13,39	71,43	26,70
r ≤ 3	20,84	10,60	35,85	13,31
r ≤ 4	15,02	2,71	15,02	2,71

Fonte: Dados da pesquisa.

5.4 Análise da decomposição da variância do erro de previsão

A análise da decomposição da variância está entre os procedimentos que permitem o estudo das correlações entre um dado conjunto de variáveis expressas por um modelo VAR. Em outras palavras, este procedimento explica quanto uma variável afeta a variância de outra variável. A Tabela 5 apresenta um resumo das magnitudes de influência captadas na presente análise.

Tabela 5 – Resultados da decomposição da variância do erro - (%)

Decomposição da variância de *gx*						Decomposição da variância de *gq*				
Período	***gx***	***gp***	***gq***	***gr***	***gy***	***gx***	***gp***	***gq***	***gr***	***gy***
1	100.000	0.000	0.000	0.000	0.000	2.155	2.473	**95.371**	0.000	0.000
8	**75.843**	0.921	1.278	14.992	6.965	0.755	8.187	**88.580**	0.452	2.026
16	**63.283**	5.657	3.719	19.499	7.842	2.179	10.141	**82.861**	2.946	1.874
24	**58.327**	9.425	6.151	18.543	7.553	4.998	9.554	**77.438**	5.760	2.251
Decomposição da variância de *gp*						**Decomposição da variância de *gr***				
Período	***gx***	***gp***	***gq***	***gr***	***gy***	***gx***	***gp***	***gq***	***gr***	***gy***

1	5.807	**94.193**	0.000	0.000	0.000	0.048	1.644	2.998	**95.310**	0.000
8	17.465	**51.706**	3.018	**20.877**	6.934	5.542	10.376	2.550	**80.665**	0.867
16	30.540	**27.890**	1.921	**31.179**	8.470	7.129	15.017	3.843	**73.011**	1.000
24	33.000	**24.918**	2.974	**30.645**	8.462	7.044	15.930	4.769	**71.266**	0.992

Decomposição da variância de *gy*

Período	***gx***	***gp***	***gq***	***gr***	***gy***
1	2.830	1.161	**17.580**	9.426	**69.004**
8	**25.567**	**12.364**	**18.509**	**16.793**	**26.767**
16	**24.500**	**19.068**	**21.068**	**14.673**	**20.690**
24	**23.002**	**21.183**	**22.688**	**13.839**	**19.288**

Fonte: Dados da pesquisa.

Na análise da significância da influência de choques advindos de uma das variáveis de interesse sobre a composição da variância de outra variável, é possível inferir o seguinte:

(*i*) a decomposição da variância das exportações brasileiras de etanol (*gx*) – mostra que o processo de formação das exportações brasileira de etanol apresenta-se fortemente independente das demais variáveis do modelo. Este comportamento pode ser interpretado como uma evidência do fato de que, como ainda não existe um mercado externo desenvolvido para este produto e, conseqüentemente, a parcela do etanol na pauta de exportação nacional ainda é inexpressiva, o volume exportado reflete resultados de políticas macroeconômicas internas.

(*ii*) a decomposição da variância da taxa de câmbio real (*gq*) – revela que as variações nessa variável são, notadamente, explicadas pelos movimentos da própria taxa.

(*iii*) a decomposição da variância do índice de preços (*gp*) – mostra que variações no índice de preço de exportação do setor agropecuário são explicadas pelo volume exportado e, principalmente, por choques advindos da própria variável e da taxa básica de juros, o que pode estar refletindo uma forte presença de inflação de custos.

(*iv*) a decomposição da variância da taxa de juros (*gr*) – as variações da taxa de juros são praticamente totalmente explicadas pelo comportamento da própria variável. Isto revela a característica predominante da política monetária do BACEN a qual tem sido o monitoramento da taxa de juros voltado para o controle do processo inflacionário através da contenção de demanda.

(*v*) a decomposição da variância do PIB agropecuário (*gy*) – os movimentos do crescimento econômico do setor são explicados, como é previsto em teoria, por todas as variáveis presentes no sistema sob estudo.

5.5 Cálculo da função de impulso-resposta

A função de resposta a impulso permite a identificação da resposta em uma variável, dado um "impulso" em qualquer outra variável. Para isolar o efeito de uma variável, assume-se que a média de todas as variáveis do sistema seja zero. Assim, se o sistema é estável, um choque em qualquer variável afetará de imediato o comportamento das variáveis do sistema para além de seu valor médio.

As Figuras 1 a 4 correspondem à representação gráfica das funções. O eixo vertical mede o impacto sobre as variáveis do modelo mediante choques individuais nos componentes do sistema. Os valores são lidos como elasticidades. O eixo horizontal mede os períodos seguintes aos choques.

Figura 1 – Respostas a choque no PIB Agropecuário

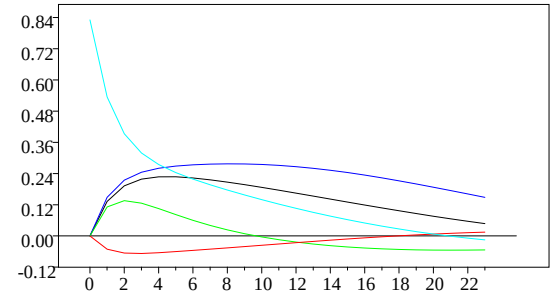


Figura 2 – Respostas a choque na taxa básica de juros

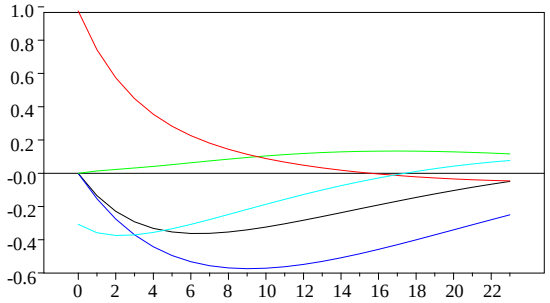


Figura 3 – Respostas a choque na taxa de câmbio

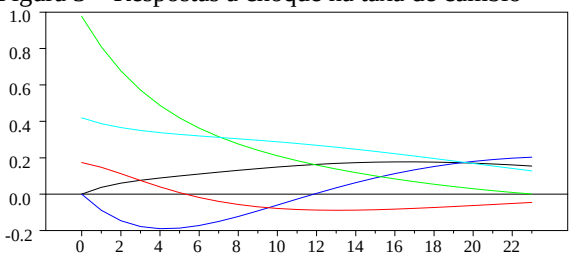
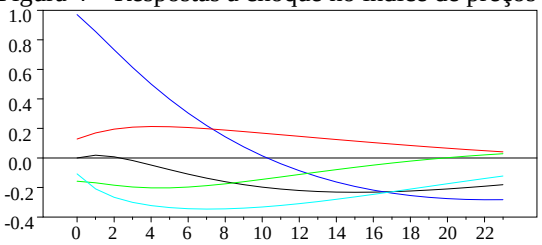


Figura 4 – Respostas a choque no índice de preços



PIB do setor agropecuário
Taxa básica de juros – SELIC
Taxa de câmbio real efetiva do setor agropecuário
Índice de preços de exportação do setor agropecuário
Exportações de etanol

Fonte: Dados da pesquisa.

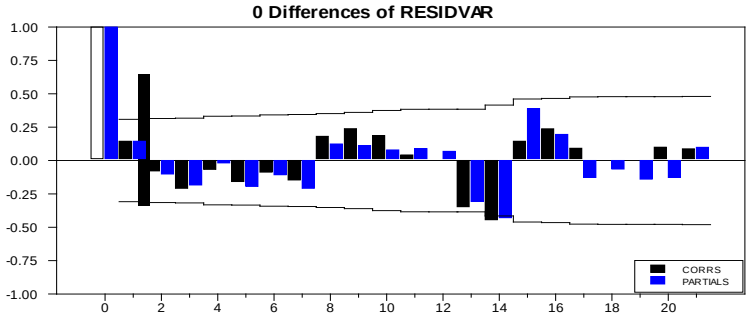
Dado que a variável de interesse são as exportações de etanol, observou-se o efeito de choques sobre a mesma considerando os efeitos simultâneos de todas as variáveis incluídas no sistema. A análise gráfica sugere que o PIB agropecuário e a taxa de câmbio apresentaram impacto positivo (Figuras 1 e 3), enquanto a taxa de juros e o índice de preços do setor afetaram negativamente as exportações de etanol (Figuras 2 e 4).

5.6 Previsão de produção de etanol para exportação

Antes de proceder com a previsão propriamente dita, a literatura de séries temporais indica que se deve verificar se o modelo VAR proposto é adequado para este fim. Um modelo adequado deve apresentar resíduos estacionários (ruído branco). Optou-se por seguir o procedimento mais simples proposto por *Box e Jenkins* (1976), que é a inspeção visual dos correlogramas dos resíduos.

A Figura 5 mostra que os resíduos estimados são estacionários. Visto que a especificação do modelo revelou-se, utilizou-se o VAR estimado para fazer a previsão de interesse. A Tabela 6 e o Gráfico 8 apresentam os resultados da previsão de produção de etanol para exportação.

Figura 5 – Correlograma dos resíduos obtidos do modelo VAR estimado.



Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 6 – Exportação de etanol, observado 2001 T3 – 2007 T3, previsto 2007 T4 – 2010 T1, número-índice.

Período	Exportação Observada	Período	Previsão
2005 T2	39.8	2007 T4	127.88
2005 T3	44.6	2008 T1	148.46
2005 T4	48.5	2008 T2	162.20
2006 T1	34.8	2008 T3	170.02
2006 T2	36.4	2008 T4	172.91
2006 T3	125.4	2009 T1	171.86
2006 T4	113.5	2009 T2	167.79
2007 T1	74.5	2009 T3	161.48
2007 T2	68.8	2009 T4	153.65
2007 T3	100.0	2010 T1	144.89

Fonte: Dados da pesquisa.

O Gráfico 8 evidencia que o comportamento das exportações de etanol previstas *ex-post* para o trimestre de 2007 T3 e *ex-ante* para 10 períodos à frente apresenta uma estabilização na tendência crescente iniciada em 2006.

Percebe-se que entre o terceiro trimestre de 2007 e o primeiro trimestre de 2010, de acordo com os dados previstos, ocorrerá um crescimento na produção de etanol brasileiro para exportação da ordem de 44,89%.

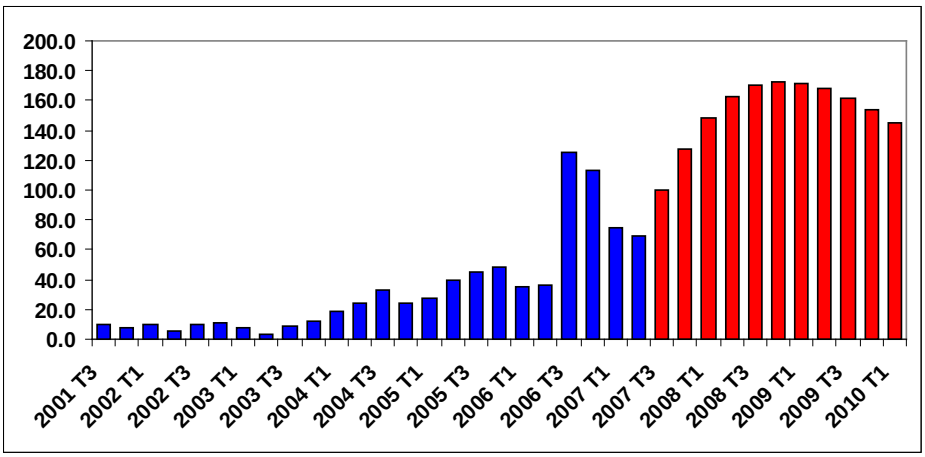


Gráfico 8 – Exportação de etanol, observado 2001 T3 – 2007 T3, previsto 2007 T4 – 2010 T1, número índice.
Fonte: Dados da pesquisa.

6 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diante da crescente preocupação ambiental de redução dos poluentes gerados pelo uso dos combustíveis fósseis e da instabilidade do preço internacional do petróleo, o uso das fontes renováveis de origem de biomassa representa o futuro da atividade humana na busca de fontes renováveis de energia.

Neste contexto, a presente pesquisa visa a contribuir para a melhor compreensão do mercado produtor de etanol no Brasil, estudando o impacto potencial na produção nacional para exportação. Realiza-se um estudo de previsão de produção na investigação empírica de efeitos de políticas macroeconômicas usadas para estimular a produção e a exportação.

De acordo com os resultados obtidos, o comportamento das exportações de etanol previstas *ex-post* para o terceiro trimestre de 2007 e *ex-ante* para 10 períodos à frente apresenta uma estabilização na tendência crescente iniciada em 2006. A taxa de crescimento da produção de etanol brasileiro para exportação prevista entre 2007-2010 situa-se na ordem de 44,89%.

Em estudo do MAPA (2007) para as projeções do etanol, referentes a produção, consumo e exportação percebe-se que haverá um grande dinamismo desse produto devido especialmente ao crescimento do consumo interno e as exportações de etanol. A produção de etanol projetada para 2018 é de 41,6 bilhões de litros, mais que o dobro da produção de 2007. O estudo mostra que entre 2006 e 2018 haveria um crescimento nas exportações de etanol brasileiro de mais de 220%. Este resultado obtido pelo estudo do MAPA (2007), confirma o resultado encontrado aqui só que para um período menor de previsão 2007-2010.

A previsão aqui realizada, de produção de etanol brasileiro para exportação, tomou como base as variáveis captadas a partir modelo *Mundell-Fleming*, Produto Interno Bruto Agropecuário (PIB), taxa de juros, câmbio, preço e exportações do etanol.

Dado que a variável de interesse são as exportações de etanol, observou-se o efeito de choques sobre a mesma considerando os efeitos simultâneos de todas as variáveis incluídas no sistema. A análise gráfica sugere que o PIB agropecuário e a taxa de câmbio apresentariam impacto positivo, enquanto a taxa de juros e o índice de preços do setor afetariam negativamente as exportações de etanol.

Entretanto, na análise da significância da influência de choques advindos de uma das variáveis de interesse sobre a composição da variância de outra variável, é possível observar que a decomposição da variância das exportações brasileiras de etanol mostra as exportações brasileiras de etanol apresentam-se fortemente independente das demais variáveis do modelo.

Este comportamento pode ser interpretado como uma evidência do fato de que, como ainda não existe um mercado externo desenvolvido para este produto e, conseqüentemente, a parcela do etanol na pauta de exportação nacional ainda é inexpressiva, o volume exportado reflete resultados de políticas macroeconômicas internas.

Os principais compradores de etanol brasileiro são os EUA e a União Européia. Os EUA apresentam hoje um *trade-off* na escolha entre a produção de milho para alimentar sua população ou para a produção de etanol. Na União Européia a situação apresenta um conflito muito próximo frente aos interesses firmados junto ao Protocolo de Quioto e a real capacidade de produção de etanol do bloco.

O Brasil, por sua vez, apresenta claras vantagens na produção de etanol devido a abundância de recursos naturais e mão-de-obra não especializada, fatores essenciais na produção da matéria-prima do etanol brasileiro, a cana de açúcar. Além disso, como os dados revelam, há capacidade ociosa para ampliar a produção de cana de açúcar e a previsão da produção de etanol para exportação é crescente.

É preciso, entretanto, lembrar que, a discussão sobre uma ampliação da produção do etanol no Brasil implica na necessidade de redução de práticas não-conservacionistas tanto como forma de proteção ambiental como para a expansão dos mercados importadores, que condenam estas práticas.

REFERÊNCIAS

ALENCAR, L. Raízes Unitárias e Cointegração: Uma Introdução. **Boletim do Banco Central**, 1998.

ALICE Web: banco de dados. Disponível em: <http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br>. Acesso em: 12 nov. 2007.

BASTOS, V. D. Etanol, alcoolquímica e biorrefinarias. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro: BNDES, n. 25, p. 5-38, mar. 2007

BERNANKE, B. Alternative Explanations of Money-Income Correlation. **Carnegie-rochester Conference Series on Public Policy,** 25, 1986.

BLANCHARD, O.; QUAH, D. The Dynamic effects of Aggregate Demanda and Supply Disturbances. **AER**, Sep 1989.

BOX, G. JENKINS, G; **Time Series Analysis**: Forecasting and Control. Prentice Hall, 1976.

CASTRO, A. S.; ROSSI JÚNIOR, J. L. **Modelos de previsão para a exportação das principais commodities brasileiras**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. 35p. (Texto para Discussão, nº 716).

CAVES, Richard E., FRANKEL, J.A., JONES, R.W. **Economia Internacional**: comércio e transações globais. São Paulo: Saraiva, 2001.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. John Wiley & Sons, INC. 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimations and testing. In: **Econometrica**, vol. 55, 1987, pp. 251-276.

Figueira, S.R.; BURNQUIST, H. L. Programas para álcool combustível nos Estados Unidos e possibilidade de exportação do Brasil. In: **Agricultura em São Paulo**, v. 53 (2), p. 5-18, 2006.

GRANGER, C.W.J. Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. **Journal of Econometrics**, 9, 1981.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica.** São Paulo: Makron Books, 2000.

IPEADATA: banco de dados. Disponível em: < http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 04 mar. 2008.

JOHANSEN, S; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointgration: with aplications to the demanda for money. In: **Oxford Bulletin of Economics and Statistics,** N.52, 1990.

MORETTIN, P.A.; TOLOI, C.M.C. **Previsão de séries temporais**. São Paulo: Atual, 1985.

SIMS, C. Are forecasting models usable for pollicy analysis? **Quarterly review-federal reserve Bank of Minneapolis**. (winter), 1986.

UDOP. União de Produtores de Bioenergia. Produção mundial de etanol. Disponível em: <http://www.udop.com.br/>