

TEREMOS QUE TROCAR ENERGIA POR COMIDA?
ANÁLISE DO IMPACTO DA EXPANSÃO DA PRODUÇÃO DE
CANA-DE-AÇÚCAR SOBRE O PREÇO DA TERRA E DOS ALIMENTOS

André Luis Squarize Chagas
IPE-USP/SP
Prof. Dr. Rudinei Toneto Jr.
FEA-USP/RP

Resumo

O trabalho discute os principais argumentos contrários a expansão da produção de cana-de-açúcar no país, sobretudo para produção de etanol. Mais especificamente, um dos obstáculos à expansão da produção desta *commodity* diz respeito ao seu potencial impacto sobre o preço da terra e, conseqüentemente, sobre os preços dos alimentos. Os defensores deste ponto de vista argumentam que a pressão sobre os preços da terra seria inevitavelmente repassada para o preço dos alimentos, prejudicando, sobretudo, os mais pobres. No trabalho analisa-se 26 anos de produção de cana-de-açúcar, preço da terra e preços dos alimentos, em dados semestrais, por meio de abordagem VAR/VEC. Nossos resultados sugerem que não existe relação de causalidade no sentido de Granger entre produção de cana-de-açúcar e preço de alimentos. Ademais, conclui-se que é a produção que é influenciada pelo preço da terra, e não o contrário.

Palavras-chaves: Etanol; Preço da terra; Cointegração

Abstract

This work discusses the main contrary arguments to expansion of the sugar cane production in Brazil, especially for ethanol production. More specifically, one obstacles to production expansion refers to its potential impact on the land price and, consequently, on the foods prices. The defenders of this point of view argue that increase on the land prices impacts foods price, harming, especially, poor people. This work analyzes series of 26 years of sugar cane production, land price and foods prices, by means of VAR/VEC methodology. Our results suggest that sugar cane does not Granger cause foods prices. Furthermore, concludes that it is the sugar cane production that is influenced by the land price, and not the contrary.

Key Words: *Ethanol; Land price; Cointegration*

Área ANPEC: Área 10 – Economia Agrícola e do Meio Ambiente

Códigos JEL: Q11, Q42

1. Introdução

Tem-se verificado nos últimos anos uma profunda expansão do setor sucroalcooleiro com o crescimento contínuo na produção de álcool, açúcar e da cana-de-açúcar, a matéria-prima para esses produtos. Este processo tem se dado em função de alguns fatores: elevado preço do petróleo, preocupações ambientais como a questão do aquecimento global e a necessidade de se buscar fontes alternativas de energia limpa, bem como o surgimento do carro com motor flex-fuel. Pode-se imaginar que para os próximos anos esse cenário se manterá e, inclusive, se intensificará, colocando novas pressões sobre a demanda desse setor.

O Brasil encontra-se na vanguarda do processo de busca de energia limpa. Além da forte presença das hidrelétricas, o país é o único que possui um programa de larga escala de veículos com motores que utilizam fontes energéticas limpas e renováveis, no caso o álcool, seja na adição de porcentual significativo à gasolina (álcool anidro), seja diretamente como combustível (álcool hidratado). A competitividade do etanol produzido a partir da cana-de-açúcar no Brasil é significativamente maior do que a dos demais produtores, destacando-se em relação ao etanol de milho dos EUA, tanto na questão dos custos de produção, como do balanço energético¹.

O sucesso do setor e a tendência de crescimento da área destinada à atividade canavieira, bem como o aumento da demanda por trabalho no setor, têm suscitado algumas questões, preocupações e, ainda, alguns mitos. O primeiro deles refere-se ao fato de que a demanda adicional do produto e a necessidade de aumento na oferta pressionarão os custos de produção, sobretudo os custos da mão-de-obra e do capital. Conjugado a esse efeito estaria o fato que a ampliação do setor canavieiro potencialmente levará à deterioração das condições de vida nos municípios em que a cana-de-açúcar se implantar, por conta da migração de trabalhadores de outras regiões, destruição das atividades tradicionais, aumento da violência, entre outros aspectos. Ainda, haverá uma deterioração das relações trabalhistas na economia, dada a precariedade das relações de trabalho vigente na atividade canavieira, este processo será ainda mais acentuado em função da desindustrialização associada ao sucesso da *commodity* energética (doença holandesa). Finalmente, e talvez de maior alcance social, surge a preocupação quanto à disponibilidade de terra agricultável no país que possa abrigar a expansão da cultura da cana-de-açúcar. Aliado a esta preocupação está o mito de que a expansão se fará em terras hoje empregadas na produção de alimentos, o que pressionará o preço destes, com conseqüências sobre as pessoas mais pobres. O objetivo deste trabalho é analisar este último ponto, mas comentando brevemente os anteriores.

Este trabalho organiza-se da seguinte forma: na próxima seção se analisa brevemente os argumentos contrários à expansão da produção de cana-de-açúcar – ou que expressam preocupações sobre a mesma. A seção seguinte trata da metodologia empregada no trabalho para analisar o efeito do aumento da produção de etanol sobre o preço da terra e os preços alimentícios, discutindo os procedimentos adotados a cada etapa do teste e os resultados obtidos. A última seção reporta as conclusões do trabalho.

2. Expansão da cana-de-açúcar: preocupações, mitos e verdades

Uma preocupação recorrente quando se trata da expansão da cultura de cana-de-açúcar decorrente da maior demanda pelos produtos dela derivados refere-se à eventual pressão por mão-de-obra e capital que esse processo pode gerar. Em termos de emprego se verifica um grande crescimento das contratações no setor, que, em 2005, foi um dos principais responsáveis pela criação de novos postos de trabalho no Brasil e em particular no Estado de São Paulo. O setor se ressentia da falta de mão-de-obra, tanto a menos qualificada, destinada ao corte manual da cana-de-açúcar, o que tem estimulado uma maior mecanização da atividade, como da mão-de-obra mais especializada para as novas atividades mecanizadas.

¹ Vale destacar, porém, que esta situação de vantagem pode ser contestável no futuro por avanços tecnológicos em outros países e um direcionamento crescente de recursos para P&D que poderão colocar em xeque a posição brasileira. É o que se verifica, por exemplo, no desenvolvimento do etanol celulósico, ou ainda com o surgimento de outras fontes energéticas que se tornem competitivas (célula de hidrogênio, entre outras). Isto já pode ser sentido pela grande expansão na produção do etanol de milho nos EUA, que já supera a produção brasileira, o que sinaliza a importância que este tema vem assumindo em nível global. Mas, ao menos no curto prazo, a vantagem do etanol brasileiro é inquestionável e a expansão do setor sucroalcooleiro deve permanecer expressiva nos próximos anos.

No caso dos investimentos se verifica um aumento no número de projetos para a criação em torno de 80 usinas nos próximos anos. Este boom de investimentos se reflete no aumento da concessão de empréstimos para o setor e em gargalos no setor produtor de bens de capital e instalações para as usinas. O próprio avanço da mecanização tem sido limitado pela falta de mão-de-obra especializada e pela incapacidade do setor produtor de máquinas agrícolas em atender à demanda existente.

Outro aspecto constantemente criticado em relação à cana-de-açúcar trata-se da questão social: as relações, condições de trabalho e a intensidade do trabalho, bem como os impactos sobre a longevidade dos trabalhadores, a baixa remuneração, entre outros aspectos. De acordo com Toneto e Chagas (2007), um conjunto de indicadores sobre o mercado de trabalho ligado à produção de cana-de-açúcar, açúcar e álcool sugere melhores condições de remuneração e emprego para os trabalhadores ocupados em atividades do setor, em relação a outros setores. O avanço da mecanização verificado nos últimos anos não foi suficiente para degradar as relações de trabalho no setor. Ao contrário, a expansão da mecanização tende a melhorar as condições de emprego no setor, eventualmente eliminando o único aspecto negativo destacado pelos indicadores considerados, a saber: a qualificação da mão-de-obra. Sendo assim, as preocupações levantadas sobre a deterioração das condições de trabalho em função de uma expansão significativa do setor aparentam não ter fundamento.

Outra preocupação que acompanha as discussões sobre a expansão da produção sucroalcooleira no país refere-se à capacidade de expansão da produção e se haverá condições de atender a um aumento significativo na demanda mundial. Caso seja introduzido um percentual de 5% de álcool na gasolina dos países desenvolvidos, a demanda de etanol seria da ordem de 90 bilhões de litros/ano² (TONETO e CHAGAS, 2007).

Diante da ordem de grandeza destes números é possível pensar em insuficiência de espaço, o que geraria pressão sobre o preço da terra, prejudicando a vantagem comparativa de custos que o etanol brasileiro possui. Este argumento é, no entanto, falacioso. O país utiliza hoje 6 milhões de hectares de terra com plantação de cana-de-açúcar, sendo que 50% desta se destinam para etanol e 50% para a produção de açúcar. Ou seja, são 3 milhões de hectares para a produção de etanol, o que representa cerca de 1% da área destinada para agricultura e pastagens (Tabela 1). Sem assumir nenhum ganho de produtividade para a produção de cana-de-açúcar do país e imaginando que a produção brasileira supra a demanda adicional por etanol, a produção de 90 bilhões de litros/ano de etanol demandaria menos de 20 milhões de hectares de terra, montante que é apenas 6% da área destinada a agropecuária do país.

Tabela 1 Distribuição territorial – Estimativa (milhões de ha)

Floresta Amazônica	345
Pastagens	220
Áreas protegidas	55
Culturas anuais	47
Culturas permanentes	15
Cidades, lagos e estradas	20
Florestas cultivadas	5
Subtotal	707
Outros usos	38
Áreas não exploradas ainda disponíveis para a agricultura	106
TOTAL	851

Fonte: IBGE e CONAB – adaptação MAPA

Um pequeno ganho de produtividade na pecuária, com redução da área de pastagens, disponibilizaria área suficiente para atender parcela significativa da demanda potencial de etanol no mundo, para adição a gasolina³.

² Apenas para se ter dimensão de quanto este volume representa, na safra de 2005/06 a produção brasileira foi de aproximadamente 18 bilhões. Ou seja, para atender a demanda gerada por esta alteração legar, a produção deveria ser multiplicada por 5.

³ Deve-se dizer que os cálculos acima não consideram eventuais ganhos de produtividade que poderão ocorrer com a introdução de novas variedades de cana, além de inovações tecnológicas na fase industrial, que poderão propiciar o

Tabela 2 Cana-de-açúcar e Soja – Área (ha) e Quantidade (ton.)

Ano	Cana-de-açúcar			Soja		
	Área	Quantidade	Rendimento	Área	Quantidade	Rendimento
1990	4.322.299	262.674.150	60,772	11.584.734	19.897.804	1,718
1991	4.241.352	260.887.893	61,511	9.667.625	14.937.806	1,545
1992	4.224.561	271.474.875	64,261	9.463.625	19.214.705	2,030
1993	3.953.047	244.530.708	61,859	10.654.163	22.590.978	2,120
1994	4.359.200	292.101.835	67,008	11.544.577	24.931.832	2,160
1995	4.638.281	303.699.497	65,477	11.702.919	25.682.637	2,195
1996	4.830.538	317.105.981	65,646	10.356.156	23.166.874	2,237
1997	4.881.648	331.612.687	67,930	11.508.120	26.392.636	2,293
1998	5.049.953	345.254.972	68,368	13.319.749	31.307.440	2,350
1999	4.975.189	333.847.720	67,103	13.069.793	30.987.476	2,371
2000	4.879.841	326.121.011	66,830	13.693.677	32.820.826	2,397
2001	5.022.490	344.292.922	68,550	13.988.351	37.907.259	2,710
2002	5.206.656	364.389.416	69,985	16.376.035	42.107.618	2,571
2003	5.377.216	396.012.158	73,646	18.527.544	51.919.440	2,802
2004	5.633.700	415.205.835	73,700	21.601.340	49.549.941	2,294
2005	5.815.151	422.956.646	72,734	23.426.756	51.182.074	2,185

Fonte: Pesquisa Agrícola Municipal, IBGE.

A expansão da cana-de-açúcar tem se concentrado na região Centro-Sul, destacando-se o Estado de São Paulo, responsável por 60% da quantidade produzida de cana-de-açúcar do país e 87% da região Sudeste (Tabela 3). No Centro-Oeste, atual fronteira agrícola do país, e mesmo em algumas regiões do Sudeste ainda há potencial de expansão para essa cultura.

Tabela 3 Quantidade de cana-de-açúcar por Região (ton.)

Ano	Brasil	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	São Paulo
1990	262.674.150	71.689.378	14.126.298	162.444.052	137.835.000
1991	260.887.893	68.729.790	14.180.164	163.508.498	136.200.000
1992	271.474.875	68.723.345	14.902.683	171.797.689	145.500.000
1993	244.530.708	39.609.113	15.404.209	173.174.785	148.647.000
1994	292.101.835	57.326.731	16.891.473	199.281.436	174.100.000
1995	303.699.497	60.658.799	19.576.648	201.051.837	174.960.000
1996	317.105.981	53.778.920	22.565.100	215.644.015	192.320.000
1997	331.612.687	61.373.531	23.805.691	220.029.186	194.025.000
1998	345.254.972	63.286.467	26.455.728	226.642.135	199.783.000
1999	333.847.720	53.395.858	26.636.481	224.606.958	197.144.000
2000	326.121.011	58.856.060	24.481.317	217.208.153	189.040.000
2001	344.292.922	59.895.333	28.941.954	225.479.366	198.932.127
2002	364.389.416	59.725.897	32.904.721	241.149.595	212.707.367
2003	396.012.158	65.093.080	36.621.021	259.788.712	227.980.860
2004	415.205.835	65.499.357	37.885.630	276.593.030	239.527.890
2005	422.956.646	60.874.754	37.777.571	291.991.211	254.809.756

Fonte: Pesquisa Agrícola Municipal, IBGE.

No que se refere à maior pressão sobre o preço da terra há um conjunto de críticas que podem ser resumidas em dois grandes grupos: (i) no balanço energético do etanol deve-se considerar o impacto da expansão da cana-de-açúcar sobre o desflorestamento, seja direto, com a cana-de-açúcar invadindo Áreas

maior aproveitamento da cana, por exemplo, pela hidrólise, ampliando a produção de etanol a partir da mesma quantidade de cana-de-açúcar e de terra. Não seria improvável projetar tais ganhos de produtividade, tendo em vista que, conforme a tabela 2, a expansão da área destinada à cana-de-açúcar foi de 35% entre 1990 e 2005, com um incremento da produção superior a 60% e ganhos de produtividade da ordem de 20%. A soja por sua vez teve uma expansão da área de 102%, muito superior a expansão da cana.

de Proteção Ambiental, seja indireto, invadindo áreas de pastagem e jogando a pecuária para a floresta; (ii) o impacto sobre o preço dos alimentos ampliará a pobreza e propiciará uma maior concentração de renda (concorrência pelo uso da terra entre alimentos e energia).

Em relação à questão do desflorestamento, este argumento, aparentemente, não faz sentido. Conforme pode ser visualizado na **Erro! Fonte de referência não encontrada.**, as áreas de expansão da cana-de-açúcar se concentram na região Centro-Sul: Estado de São Paulo em direção a Mato Grosso do Sul, Triângulo Mineiro e Goiás, sobretudo sobre áreas de pastagens degradadas. A migração da pecuária ocorreria independente da expansão da produção de cana-de-açúcar. Assim, a questão que deveria ser colocada é como recuperar as áreas de pastagens, com adoção de novas e melhores técnicas de manejo, que possibilitem ganhos de produtividade, com impactos positivos inclusive sobre a oferta de alimentos. Vale destacar, ademais, que as áreas do pantanal e da floresta amazônica são impróprias para o cultivo da cana-de-açúcar.

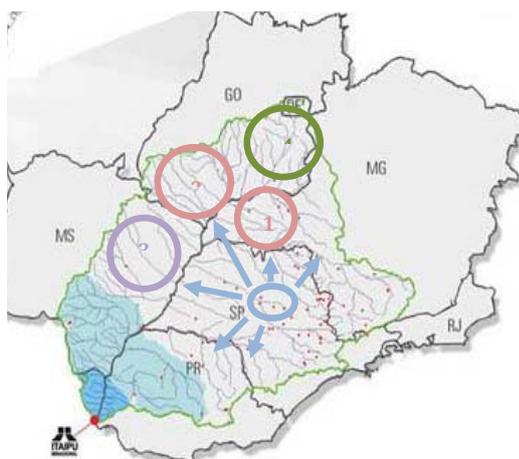


Figura 1 Regiões de expansão da produção de cana-de-açúcar

Outras questões ambientais permanecem ainda no debate como, por exemplo, a utilização das queimadas, que reduzem o impacto positivo que a cultura da cana-de-açúcar tem sobre o meio-ambiente. Possivelmente, a organização do setor poderia visar à busca de certificações ambientais que atestassem as boas práticas agrícolas relacionadas ao uso de fertilizantes, herbicidas etc. e, principalmente, a eliminação das queimadas, de tal forma a se colocar em destaque, efetivamente, os benefícios ambientais da produção de cana-de-açúcar.

Tabela 4 Uso da terra no cerrado (milhões de ha)

Área total	207
Terra arável	139
Culturas anuais	14
Pastagens cultivadas	61
Culturas permanentes	3,5

Fonte: Embrapa Cerrados

Finalmente, a última, e talvez principal, crítica evidencia o seguinte ponto: a maior utilização da terra para cana-de-açúcar levará a uma redução da terra para outras culturas, com conseqüente aumento do preço da terra e dos custos de produção de alimentos. Ocorrerá uma possível redução na oferta, o que elevará os preços e deteriorará as condições de vida da população de baixa renda.

Este trabalho explora a relação entre expansão da produção da área plantada de cana-de-açúcar, preço da terra e custo dos alimentos. Se o argumento levantado é verdadeiro, então existe uma relação direta entre aumento da produção de cana-de-açúcar, preço da terra e preço dos alimentos, e a causalidade se dá nessa direção. Ademais, caso a relação seja robusta, existe uma relação de longo prazo entre as

variáveis, de modo que elas tenham uma trajetória comum. Um modelo VEC é, então, desenvolvido para testar a relação entre estas variáveis. A próxima seção discute em detalhes a metodologia destes modelos.

2. Metodologia

2.1. Os modelos VAR e VEC

Os modelos de Vetores Auto-Regressivos (VAR) de ordem p , proposto por Sims (1980), são uma alternativa aos modelos estruturais e podem ser expresso da forma

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que Y_t é um vetor $n \times 1$, formado pelas variáveis de interesse no estudo, $[y^1 \ y^2 \ \dots \ y^s]$ e Φ_i são matrizes $n \times n$. Cada variável em Y_t é expressa em função de suas defasagens e das defasagens das demais variáveis. Em outras palavras, todas as variáveis de interesse podem ser consideradas endógenas, o que poupa a classificação delas em variáveis endógenas e exógenas.

Para identificação de, em um VAR padrão ou irrestrito, impõem-se as seguintes restrições: ε_t é um vetor $n \times 1$ de ruídos brancos, com $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega$ (matriz de variância e covariância dos erros contemporaneamente relacionados e não necessariamente diagonal) e $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0$ para $t \neq s$.

Reescrevendo (1) utilizando o operador defasagem, $Y_t = \Phi_1 B^1 Y_t + \Phi_2 B^2 Y_t + \dots + \Phi_p B^p Y_t + \varepsilon_t$ ou $Y_t - \Phi_1 B^1 Y_t - \Phi_2 B^2 Y_t - \dots - \Phi_p B^p Y_t = \varepsilon_t \Rightarrow \Phi(B) Y_t = \varepsilon_t$

De forma similar aos modelos ARMA univariados, também para o VAR a condição de estacionariedade estabelece que as raízes de $\Phi(B)$ devem estar fora do círculo unitário.

Caso alguma das variáveis em Y_t seja não estacionária (integrada de ordem 1 ou superior), conseqüentemente o vetor Y_t será não estacionário, comprometendo o modelo, pois os valores críticos das estatísticas de teste não convergirão para o esperado. Caso apenas uma das variáveis em Y_t seja I(1), o correto é diferenciá-la. Caso mais de uma variável em Y_t seja I(1) é necessário verificar se elas são co-integradas. Em tal situação, o modelo (1) pode ser reparametrizado e expresso por meio das primeiras diferenças. Ou seja

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Pelo teorema da representação de Granger, se duas variáveis são co-integradas de ordem (1,1), então existe um vetor de correção de erros que pode ser escrito como

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que β é a matriz cujas colunas são vetores de cointegração, α a matriz dos coeficientes de ajustamento e ε_t é um vetor estacionário. A metodologia VEC (JOHANSEN e JUSELIUS, 1990) consiste em verificar se $\Pi = \alpha \beta'$ (HAMILTON, 1994; ENDERS, 2004). Pode-se verificar tal igualdade analisando o posto de Π . Se $0 < \text{posto}(\Pi) < n$, então existe ao menos 1 vetor de cointegração entre as variáveis.

2.2. Estimação

Um VAR irrestrito, em que as variáveis dependentes são estacionárias e em que todas as defasagens das variáveis do modelo têm a mesma ordem pode ser estimado de maneira consistente, com estimadores assintoticamente eficientes, por mínimos quadrados ordinários (Enders, 2004). Para a estimação do VEC, entretanto, dada a endogeneidade entre regressores e regressandos, a estimação é feita por máxima verossimilhança, o que requer resíduos normais. Dois testes podem ser implementados para verificar o *rank* da matriz Π , o teste do traço e o do máximo autovalor. Para ambos, começa-se testando o maior valor com a hipótese nula de que não existe nenhum vetor de cointegração. Caso o maior traço (autovalor) seja superior ao valor crítico tabelado, rejeita-se essa hipótese e passa-se à etapa seguinte em que o segundo maior valor é testado com a hipótese nula de que existe apenas um vetor de cointegração, e assim por diante. Os testes cessam quando em uma das etapas não se rejeita H_0 , ou ao se testar a hipótese nula de que existem $(n-1)$ vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de que existem n vetores.

A definição da ordem das defasagens a ser incluída no modelo pode ser feita analisando os critérios de informação (AIC, SIC e HQ). No VAR, o teste de autocorrelação dos resíduos é crítico, posto que as variáveis são todas $I(0)$. Os testes habitualmente empregados são os de Portmanteau (Box-Pierce e/ou Lung-Box adaptadas para o caso multivariado), o Teste LM e a análise do correlograma dos resíduos. Se as estatísticas apresentarem valores superiores aos valores críticos, rejeita-se a hipótese nula de que não há autocorrelação nos resíduos para um *lag* especificado. Os testes de Portmanteau apresentam o inconveniente de que a convergência das estatísticas é adequada quando *lag* tende a infinito. Para ordens mais baixas, o teste LM apresenta maior potência. Para implementá-lo, estima-se uma regressão auxiliar do tipo: $\hat{\varepsilon}_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + D_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \dots + D_h \hat{\varepsilon}_{t-h} + \eta_t$. A hipótese nula do teste é que não há autocorrelação no *h*-ésimo *lag*. Por conta dos graus de liberdade, na prática a equação auxiliar é reduzida para $\hat{\varepsilon}_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + D_h \hat{\varepsilon}_{t-h} + \eta_t$. A estatística do teste é dada por $LM(h) = (T - Np - n - 0,5) \ln \frac{|\hat{\Omega}|}{|\tilde{\Omega}|}$, em que $\tilde{\Omega}$ é a matriz de variância e covariância da regressão auxiliar e $\hat{\Omega}$ a do VAR. Essa estatística tem distribuição $\chi_{n^2}^2$. Se $LM(h)$ for maior que o valor crítico tabelado, rejeita-se a hipótese nula de resíduos não autocorrelacionados. Os dois testes podem ser ainda complementados pela análise gráfica do correlograma da série dos resíduos do VAR.

Para o VAR não é crucial a normalidade dos resíduos. O mesmo não é verdade para o VEC, que assume normalidade dos resíduos para otimizar a função de verossimilhança. Mas, mesmo no VAR, resíduos não normais podem comprometer os resultados dos testes. A estatística de Jarque-Bera, adaptada para o caso multivariado, pode ser aplicada para testar a normalidade dos resíduos. Essa estatística assume a decomposição de Choleski para a matriz de variância e covariância. Adicionalmente, Os testes de Doornik-Hansen e Urzua assumem outros métodos de decomposição e complementam os testes de normalidade dos resíduos.

2.3. Decomposição da Variância

Segundo Enders (2004), a decomposição da variância nos dá o percentual do erro da variância prevista atribuída a choques em uma determinada variável em relação aos choques nas outras variáveis do sistema. Se os choques observados em uma variável y_1 não são capazes de explicar a variância do erro de previsão da variável y_2 , então se diz que y_2 é exógena. Caso contrário, diz-se que a variável é endógena.

Em outras palavras, a decomposição da variância dos erros de previsão permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável, apresentando o efeito de um choque não antecipado sobre todas variáveis do sistema, incluindo ela própria.

2.4. Resposta ao Impulso

Uma função de resposta ao impulso permite simular o comportamento das séries incluídas no VAR em resposta a choques ou mudanças provocadas por outras variáveis.

A simulação baseada na função impulso-resposta do VAR provê um mecanismo para estimar respostas a choques, sem manter a pressuposição da condição *ceteris paribus* para outras variáveis do modelo.

Um choque na *i*-ésima variável do VAR altera imediatamente os valores correntes desta variável, mas também os valores futuros desta e das demais, uma vez que os valores defasados da variável *i* aparecem nas equações das demais variáveis.

3. Estimação e resultados

3.1. Dados

Para o trabalho foram selecionadas as séries:

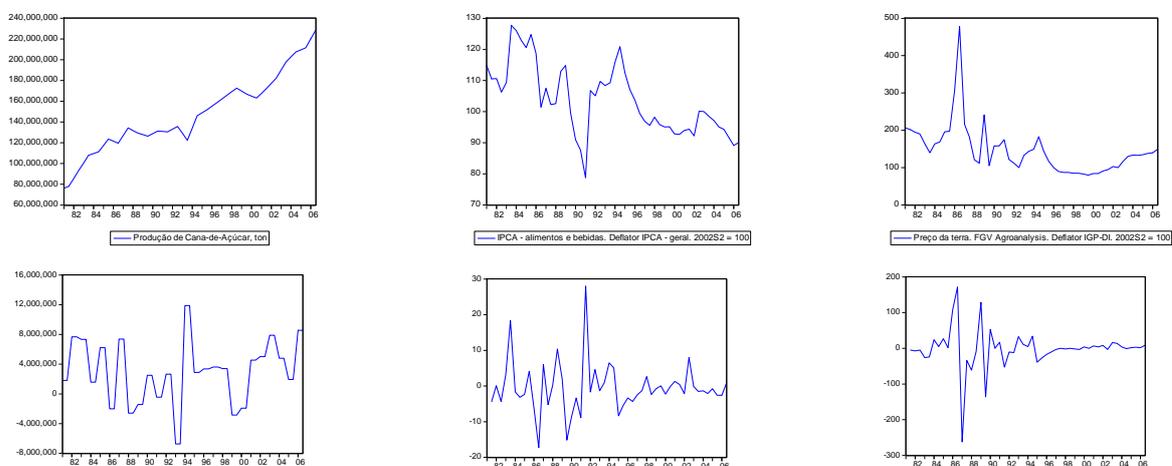
- Produção de cana-de-açúcar, Brasil, em toneladas. Os dados são calculados pelo Observatório do Setor Sucroalcooleiro da FEA-RP.
- Preço de venda da terra de lavoura, Brasil, em R\$ correntes, da FGV- Agroanalysis.
- IPCA – alimentos e bebidas, do IBGE.

Para a produção de cana-de-açúcar e preço da terra, os dados são semestrais, para o período de 1977:1S a 2006:2S. Para o IPCA, os dados mensais foram semestralizados e estão disponíveis para o

período 1981:1S a 2007:2S. A amplitude da amostra foi limitada, portanto, no período 1980:1S a 2006:2S.

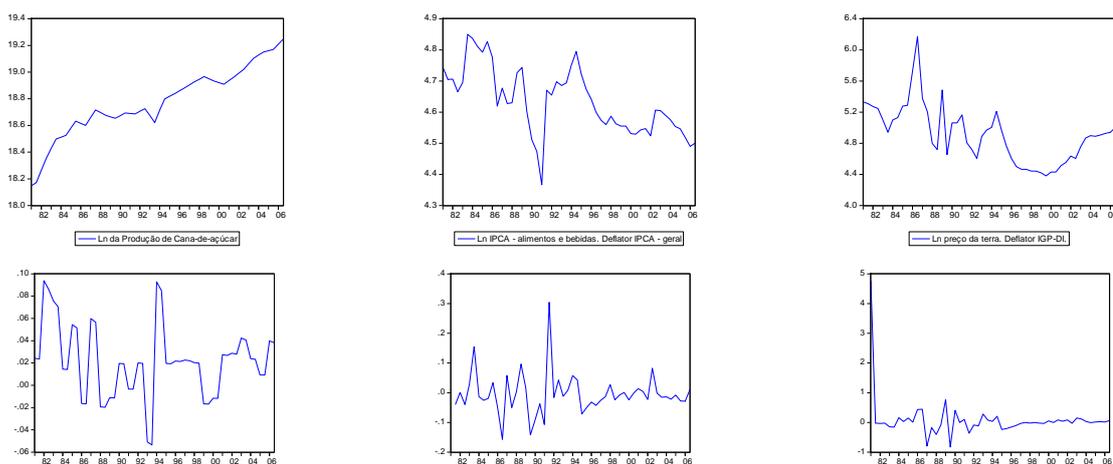
Como a relação que se quer verificar é o impacto que o aumento da produção de cana-de-açúcar tem, em última análise, sobre o custo de vida, em especial de famílias mais pobres, importa verificar, então, o impacto sobre o preço relativo de alimentos e não sobre os preços correntes. Igual raciocínio deve ser feito com relação ao preço da terra. Dessa forma, os dados originais foram deflacionados. O IPCA - alimentos e bebidas foi deflacionado pelo IPCA – geral, obtendo-se um índice de base 100 que expressa as variações no preço relativo de alimentos e bebidas em relação à cesta típica de consumo de famílias que ganham até 40 S.M. no Brasil. Já o preço da terra foi deflacionado pelo IGP-DI, obtendo-se um índice de base que expressa variações no custo de oportunidade de imobilização de recursos em terra.

A Figura 2 reporta o gráfico das séries selecionadas em nível e em primeira diferença. Dada a potencial heterocedasticidade dos dados, as séries foram transformadas, calculando-se o logaritmo natural de cada uma delas. A Figura 3 reporta o gráfico desta transformação, bem como suas primeiras diferenças. Para os testes foram utilizadas essas séries transformadas.



Elaboração própria

Figura 2 Séries selecionadas e primeiras diferenças



Elaboração própria

Figura 3 Séries transformadas e primeiras diferenças

Finalmente, para captar *outliers* identificados nas séries foram construídas duas variáveis *dummies* de pulso. A primeira *dummy* assume valor 1 para os períodos: 1983:1S, 1985:1S, 1986:1S, 1991:2S e 1993:1S. Estes períodos são caracterizados por eventos econômicos negativos, com efeitos de deslocamentos sobre as séries selecionadas. Em 1983 houve uma maxidesvalorização da moeda, com

conseqüências sobre todos os preços da economia, no primeiro semestre de 1985 houve outra aceleração inflacionária, por conta das indefinições na transição da política econômica à época, enquanto que no primeiro semestre de 1986 a implantação do Plano Real gerou incertezas e fez acelerar o preço da terra (que não estava sujeito ao congelamento de preços). O segundo semestre de 1991 é caracterizado por uma recessão da economia mundial e local, enquanto que o primeiro semestre de 1993 também é caracterizado por incertezas e variações de preços.

Já a segunda *dummy* agrupa períodos de eventos econômicos não negativos. Ela assume valor 1 para os períodos: 1982:1S, 1989:1S-1990:1S, 1992:1S, 1996:1S. No primeiro semestre de 1982 há um aumento de produção de cana acima da média anterior, acompanhado de uma redução no preço da terra. O período de 1989:1S a 1990:1S, em que pese a elevação generalizada nos índices de preço, caracteriza-se por uma queda nos preços relativos de alimentos. O aumento da safra de cana em 1992:1S e a implantação do Plano Real em 1996:1S completam a série.

3.2. Testes de raiz unitária

Para verificar a existência ou não de raiz unitária nas séries foram implementados os testes de Dickey e Pantula (DP), adequado para testar a existência de mais de uma raiz unitária; ADF, Phillips-Perron, DF-GLS, cuja hipótese nula é de existência de uma raiz unitária na série, e o teste KPSS, cuja hipótese nula testa a estacionariedade da série. Este último teste é empregado comumente como análise confirmatória dos demais e tem este objetivo no presente trabalho.

Pela visualização gráfica das séries, descartou-se a possibilidade de existirem mais de duas raízes unitárias nas mesmas e, por isso, implementou-se o teste DP para verificar a existência de no máximo duas raízes unitárias. A ordem de defasagem dos modelos foi selecionada a partir dos critérios de informação AIC, SIC e HQ. Pela Tabela 5, como as estatísticas de teste para os termos deterministas em todos os modelos considerados são inferiores aos valores críticos, a 5% de confiança, considerou-se, para teste da raiz unitária, para cada variável, os modelos sem termos deterministas (constante e tendência).

Para todas as variáveis o teste sugere a rejeição da hipótese nula de existirem duas raízes unitárias nas séries, tendo em vista que a estatística de teste é inferior aos valores críticos, a 5% de confiança.

Tabela 5 Teste de Dickey e Pantula para 2 raízes unitárias

LN da Produção de Cana n = 52		
Modelo	Est- τ	Defasagem
Constante e tendência	$\hat{\tau}_{\alpha} = 1,44 (3.14)$ $\hat{\tau}_{\beta} = -0,62 (-2.81)$	2
Constante	$\hat{\tau}_{\alpha} = 1,92 (2.56)$ $\hat{\tau}_{\mu} = -2.78 (-2.92)$	2
Sem constante e tendência	$\hat{\tau} = -3.96 (-1.95)$	2
Ln do IPCA – alimentos e bebidas. Deflator IPCA – geral		
Modelo	Est- τ	Defasagem
Constante e tendência	$\hat{\tau}_{\alpha} = 0,04 (3.14)$ $\hat{\tau}_{\beta} = -0,23 (-2.81)$	0
Constante	$\hat{\tau}_{\alpha} = -0,45 (2.56)$ $\hat{\tau}_{\mu} = -7.50 (-2.92)$	0
Sem constante e tendência	$\hat{\tau} = -7.55 (-1.95)$	0
Ln do Preço da terra – Deflator IGP-DI		
Modelo	Est- τ	Defasagem
Constante e tendência	$\hat{\tau}_{\alpha} = 1,78 (3.14)$ $\hat{\tau}_{\beta} = -1,54 (-2.81)$	0
Constante	$\hat{\tau}_{\alpha} = 0,91 (2.56)$ $\hat{\tau}_{\mu} = -7.56 (-2.92)$	0
Sem constante e tendência	$\hat{\tau} = -7.52 (-1.95)$	0

Valores críticos a 5% entre parênteses.
Para os termos deterministas, valores críticos em Dickey e Fuller (1981). Para a variável dependente defasada, estatística de teste de MacKinnon, Haug e Michelis (1999).
Defasagens selecionadas de acordo com os critérios de informação AIC, SIC e HQ.

Fonte: Elaboração própria.

A fim de verificar a existência de uma raiz unitária nas séries foi implementado o teste ADF, utilizando-se os critérios de informação AIC, SIC e HQ para seleção da ordem de defasagem dos modelos. Para a série de produção de cana-de-açúcar tanto o teste individual quanto o teste conjunto

sugerem, a 5% de confiança, a existência de uma raiz unitária em torno de uma constante e uma tendência determinista (Tabela 6). No caso dos preços de alimentos e bebidas, os testes conjuntos e individuais rejeitam existência de tendência determinista na série. Mas no caso do termo constante, há divergência de resultados, com o teste individual falhando e o teste conjunto aceitando a existência do termo constante, a 5% de confiança. Tanto em um caso como em outro, o teste para raiz unitária não rejeita a hipótese de existência de uma raiz unitária na série. Já para a série de preços da terra, os testes, a 5% de confiança, individual e conjunto aceitam a presença dos termos deterministas na série e rejeitam a hipótese de raiz unitária na série.

Tabela 6 Teste de ADF para raiz unitária

LN da Produção de Cana n = 52		
Modelo	Est	Defasagem
Constante e tendência	$\hat{\tau}_{\alpha\tau} = 3.27 (3.14)$ $\hat{\tau}_{\beta\tau} = 2.90 (2.81)$ $\hat{\tau}_{\tau} = -3.25 (-3.50)$ $\Phi_2 = 11.44 (5.13)$ $\Phi_3 = 8.56 (6.73)$	3
Ln do IPCA – alimentos e bebidas. Deflator IPCA – geral n = 50		
Modelo	Est	Defasagem
Constante e tendência	$\hat{\tau}_{\alpha\tau} = 3.23 (3.14)$ $\hat{\tau}_{\beta\tau} = -2.15 (-2.81)$ $\hat{\tau}_{\tau} = -3.23 (-3.50)$ $\Phi_2 = 10.63 (5.13)$ $\Phi_3 = 4.73 (6.73)$	0
Constante	$\hat{\tau}_{\alpha\mu} = 2.32 (2.56)$ $\hat{\tau}_{\mu} = -2.33 (-2.92)$ $\Phi_1 = 5.49 (4.86)$	0
Sem constante e tendência	$\hat{\tau} = -0.55 (-1.95)$	0
Ln do Preço da terra – Deflator IGP-DI n = 52		
Modelo	Est	Defasagem
Constante e tendência	$\hat{\tau}_{\alpha\tau} = 15.81 (3.14)$ $\hat{\tau}_{\beta\tau} = -5.05 (-2.81)$ $\hat{\tau}_{\tau} = -15.30 (-3.50)$ $\Phi_2 = 254.39 (5.13)$ $\Phi_3 = 26.07 (6.73)$	0

Valores críticos a 5% entre parênteses.
Para os termos deterministas, valores críticos em Dickey e Fuller (1981). Para a variável dependente defasada, estatística de teste de MacKinnon, Haug e Michelis (1999).
Defasagens selecionadas de acordo com os critérios de informação AIC, SIC e HQ.

Fonte: Elaboração própria.

Também foi implementado o teste de Phillips-Perron para verificar a existência de uma raiz unitária nas séries. Para seleção da ordem de defasagem considerou-se o critério de Newey-West (NW) e, quando diferente, a ordem de defasagem do modelo utilizado no teste ADF. Para a série de produção de cana-de-açúcar os testes rejeitam a existência de termos deterministas na série e aceitam a hipótese de uma raiz unitária, a 5% de confiança (Tabela 7). No caso dos preços de alimentos e bebidas, os testes rejeitam os termos deterministas e aceita, a 5% de confiança, a existência de uma raiz unitária na série. Finalmente, para o preço da terra, aceitam-se os termos deterministas (constante e tendência) e rejeita-se a existência de raiz unitária, a 5% de confiança.

DeJong *et al.* (1992) chamou atenção para o fato de que os testes de raiz unitária apresentam baixa potência na presença de termos deterministas, possivelmente devido à ineficiência do processo de estimação destes termos. Elliot, Rothenberg e Shock (1996) propõem forma alternativa para estimar a constante e a tendência, que ficou conhecida como teste DF-GLS. Para complementar os testes anteriores, implementou-se o teste DF-GLS (Tabela 8). A ordem de defasagem dos modelos foi escolhida considerando os critérios de informação AIC, SIC e HQ.

Para a série de produção de cana-de-açúcar, o teste DF-GLS aceita a existência de uma raiz unitária na presença de constante e tendência deterministas, a 5% de confiança. No caso dos preços de alimentos e bebidas, o teste rejeita, a 5% de confiança, a presença de raiz unitária em torno de termos

deterministas. Finalmente, para o preço da terra, o teste DF-GLS aceita a presença de raiz unitária com termos deterministas.

Tabela 7 Teste de Phillips-Perron para raiz unitária

LN da Produção de Cana n = 52		
Modelo	Est	Defasagem
Constante e tendência	$\hat{Z}_\alpha = 2.86 (3.14)$ $\hat{Z}_t = 2.33 (2.81)$ $\hat{Z}_p = -2.85 (-3.50)$	3
Constante e tendência	$\hat{Z}_\alpha = 2.86 (3.14)$ $\hat{Z}_t = 2.33 (2.81)$ $\hat{Z}_p = -2.86 (-3.50)$	1 (NW)
Constante	$\hat{Z}_\alpha = 2.01 (2.56)$ $\hat{Z}_p = -1.79 (-2.92)$	3
Constante	$\hat{Z}_\alpha = 2.01 (2.56)$ $\hat{Z}_p = -1.95 (-2.92)$	0 (NW)
Sem constante e tendência	$\hat{Z}_p = 3.72 (-1.95)$	3
Sem constante e tendência	$\hat{Z}_p = 3.79 (-1.95)$	0 (NW)
Ln do IPCA – alimentos e bebidas. Deflator IPCA – geral n = 51		
Modelo	Est	Defasagem
Constante e tendência	$\hat{Z}_\alpha = 3.23 (3.14)$ $\hat{Z}_t = -2.15 (-2.81)$ $\hat{Z}_p = -3.23 (-3.50)$	0
Constante	$\hat{Z}_\alpha = 2.32 (2.56)$ $\hat{Z}_p = -2.33 (-2.92)$	0
Sem constante e tendência	$\hat{Z}_p = -0.70 (-1.95)$	5 (NW)
Sem constante e tendência	$\hat{Z}_p = -0.55 (-1.95)$	0
Ln do Preço da terra – Deflator IGP-DI n = 52		
Modelo	Est	Defasagem
Constante e tendência	$\hat{Z}_\alpha = 15.81 (3.14)$ $\hat{Z}_t = -5.05 (-2.81)$ $\hat{Z}_p = -11.19 (-3.50)$	4 (NW)

Valores críticos a 5% entre parênteses.
Para os termos deterministas, valores críticos em Dickey e Fuller (1981). Para a variável dependente defasada, estatística de teste de MacKinnon, Haug e Michelis (1999).
Defasagens do modelo ADF, quando não expresso em contrário, ou de Newey-West (NW).

Fonte: Elaboração própria.

Os testes implementados até então consideram como hipótese nula a existência de uma raiz unitária na série contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária. Entretanto, todos estes testes podem apresentar problemas de convergência em suas estatísticas de testes, o que reduz sua potência e pode comprometer os resultados. É padrão na literatura complementá-los com testes confirmatórios. Estes testes consideram como hipótese nula a estacionariedade da série contra a hipótese alternativa de existência de raiz unitária. O teste de Kwiatowski *et al.* (1992) é bastante empregado para esse fim⁴. O teste KPSS, como é conhecido, é análogo ao teste de Phillips-Perron.

Para a série de produção de cana-de-açúcar, o teste KPSS aceita a hipótese nula de estacionariedade na presença dos termos deterministas (constante e tendência), a 5% de confiança. Na presença apenas da constante, o teste rejeita a hipótese de estacionariedade. O mesmo ocorre com a série de preços de alimentos e bebidas. O teste aceita a hipótese de estacionariedade na presença dos dois termos deterministas, a 5% de confiança, e rejeita caso apenas a constante esteja presente. Finalmente, para o preço da terra, para a ordem de defasagem selecionada pelo critério de Newey-West, o modelo rejeita, a 5% de confiança, a estacionariedade na presença dos dois termos deterministas. Caso se aceite o modelo com a ordem de defasagem escolhida para o teste ADF, o teste KPSS conclui pela estacionariedade na presença dos dois termos deterministas e pela não-estacionariedade, no caso de apenas o termo constante estar presente.

⁴ O teste de Leybourne e McCabe (1994) também pode ser empregado para esse fim, mas é menos utilizado (MADALA, 2001).

Tabela 8 Teste DF-GLS para raiz unitária

LN da Produção de Cana n = 52		
Modelo	Est- τ	Defasagem
Constante e tendência	$\hat{\tau} = -1.98 (-3.18)$	3
Ln do IPCA – alimentos e bebidas. Deflator IPCA – geral n = 51		
Modelo	Est- τ	Defasagem
Constante e tendência	$\hat{\tau} = -3.30 (-3.18)$	0
Constante	$\hat{\tau} = -2.00 (-1.94)$	0
Ln do Preço da terra – Deflator IGP-DI n = 52		
Modelo	Est- τ	Defasagem
Constante e tendência	$\hat{\tau} = -2.62 (-3.18)$	0

Valores críticos a 5% entre parênteses.
Valores críticos em Elliot, Rothenberg e Stock (1996).
Defasagens selecionadas de acordo com os critérios de informação AIC, SIC e HQ.

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados dos testes de raiz unitária são conclusivos quanto a não existência de mais de uma raiz unitária para todas as séries consideradas, conforme os resultados do teste DP. Com relação aos testes para uma raiz unitária, a menos do teste KPSS, todos os demais não rejeitam a existência de uma raiz unitária para a série de produção de cana-de-açúcar, sobretudo na presença dos termos deterministas. Para série do IPCA – alimentos e bebidas dois testes aceitam uma raiz unitária na série, a 5% de confiança, enquanto dois rejeitam. Já com relação à série de preços da terra, apenas o teste KPSS rejeita estacionariedade da série, na presença dos termos deterministas.

3.3. Análise de Cointegração

Dados os resultados dos testes de raiz unitária, para estimação do VEC se aceita, em princípio, que ao menos duas séries (produção de cana-de-açúcar e preços de alimentos e bebidas) sejam I(1). Da visualização gráfica e dos testes de raiz unitária, nota-se a importância de incluir os termos deterministas no VEC. Dessa forma, os modelos candidatos são

$$\Delta Y_t = \alpha[\beta' Y_{t-1} + \mu_1] + \mu_2 + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \alpha[\beta' Y_{t-1} + \mu_1 + \delta t] + \mu_2 + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \alpha[\beta' Y_{t-1} + \mu_1 + \delta_1 t] + \mu_2 + \delta_2 t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

A determinação da ordem do VEC é feita a partir dos critérios de informação para um modelo VAR auxiliar que inclua todas as variáveis de Y_t . Foram incluídas na estimação do VAR as variáveis *dummies*, que captam *outliers* identificados nas séries. Os critérios de informação não são unânimes na definição da ordem do modelo, com os critérios SIC e HQ sugerindo a ordem 2, e os critérios FPE e AIC, a ordem 4. Este padrão de ordem par para o modelo sugere algum tipo de sazonalidade nas séries (cujos dados semestrais)⁵. A ordem 2 representa sazonalidade de 1 ano e parece mais apropriada. Além disso, simulações de Monte Carlo dão conta de que o critério SIC escolhe a ordem correta de defasagem com mais frequência. A defasagem de 2 ordens no VAR corresponde a 1 ordem no VEC.

⁵ Apenas pelo critério LR a 3ª ordem de defasagem seria selecionada.

Tabela 9 Teste KPSS para raiz unitária

LN da Produção de Cana n = 52		
Modelo	Est-LM	Defasagem
Constante e tendência	0.11 (0.15)	3
	0.09 (0.15)	5 (NW)
Constante	1.32 (0.46)	3
	0.95 (0.46)	5 (NW)
IPCA – alimentos e bebidas. Deflator IPCA – geral n = 52		
Modelo	Est-LM	Defasagem
Constante e tendência	0.12 (0.15)	0
	0.05 (0.15)	4 (NW)
Constante	2.28 (0.46)	0
	0.61 (0.46)	5 (NW)
Preço da terra – Deflator IGP-DI n = 52		
Modelo	Est-LM	Defasagem
Constante e tendência	0.37 (0.15)	0
	0.14 (0.15)	5 (NW)
Constante	2.32 (0.46)	0
	0.59 (0.46)	5 (NW)

Valores críticos a 5% entre parênteses.

Valores críticos em *Kwiatkowski et al. (1992).

Defasagens do modelo ADF, quando não expresso em contrário, ou de Newey-West (NW).

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 10 resume os testes de cointegração para os modelos candidatos. Nota-se que para o modelo 4 e 5 os critérios do traço e do máximo autovalor coincidem na aceitação de pelo menos um vetor de cointegração. Para o modelo (3), os testes do traço e do máximo autovalor não rejeitam a hipótese de que não há nenhum vetor de cointegração. Os critérios de informação complementam os resultados acima. O critério AIC e SIC reforçam a escolha do modelo (4), com um vetor de integração.

Os resultados da estimativa do vetor de cointegração para o modelo (4) estão reportados na Tabela 11. Os termos deste vetor são estatisticamente significativos, a 5% de confiança, a menos do coeficiente associado à defasagem do IPCA – alimentos e bebidas. A inclusão da constante fora do vetor de cointegração mostrou-se significativa apenas para a primeira equação, associada a variações no Ln da Produção de cana-de-açúcar. Pelos valores estimados para os coeficientes de ajustamento, apenas aquele associado à variação na produção de cana se mostrou estatisticamente significativo⁶.

Tabela 10 Testes de Cointegração

Model	Rank or no. of CEs	Trace statistics	Prob.**	Max-Eigen statistics	Prob.**	AIC	SIC
(3) Intercept (no trend) in CE and test VAR	None	24.425	0.183	13.900	0.373	-6.721	-6.262
	At most 1	10.525	0.243	8.562	0.324	-6.760	-6.071
	At most 2	1.964	0.161	1.964	0.161	-6.708	-5.790
(4) Intercept and trend in CE – no trend in VAR	None *	49.578	0.009	29.701	0.015	-6.721	-6.262
	At most 1	19.877	0.232	13.124	0.318	-7.035 [†]	-6.308 [†]
	At most 2	6.753	0.371	6.753	0.371	-7.017	-6.023
(5) Intercept and trend in CE – linear trend in VAR	None *	48.231	0.001	28.908	0.011	-6.628	-6.054
	At most 1	19.324	0.037	13.059	0.179	-6.966	-6.163
	At most 2 *	6.264	0.012	6.264	0.012	-6.987	-5.955

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Fonte: Elaboração própria.

⁶ A estimação do modelo (5), não reportada, confirmar que a inclusão da tendência linear no VAR não é estatisticamente significativa, para nenhuma das equações.

Tabela 11 Estimativa do VEC correspondente ao modelo com constante e tendência no vetor de cointegração – sem tendência no VAR

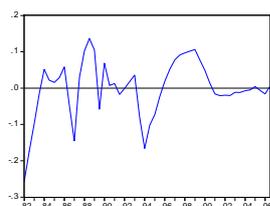
Included observations: 50 after adjustments

Cointegrating Eq:	CointEq1	t-stat	
Ln da Produção de cana(-1)	1.000000		
Ln do preço da terra(-1)	-0.173227	-3.68981	
Ln IPCA(-1)	-0.082621	-0.50539	
Tendência	-0.017476	-13.0856	
Constante	-16.94487		
Error Correction:	D(LCANA)	D(LTERRA)	D(LIPCA)
CointEq1	-0.284946	0.421176	-0.148182
t-stat	-5.82380	0.80365	-1.09481
D(Ln da Produção de cana(-1))	0.346575	-0.917423	-0.283697
t-stat	3.13767	-0.77543	-0.92846
D(Ln do preço da terra(-1))	-0.038584	-0.201606	-0.049055
t-stat	-2.56892	-1.25317	-1.18066
D(Ln IPCA(-1))	-0.030701	0.833442	-0.024519
t-stat	-0.59509	1.50823	-0.17181
Constante	0.015201	0.013592	-0.001137
t-stat	3.22971	0.26961	-0.08734
D1	-0.011984	0.078465	0.086785
t-stat	-1.06229	0.64935	2.78090
D2	-0.002491	-0.045034	-0.051048
t-stat	-0.21664	-0.36565	-1.60491
R-squared	0.573230	0.152770	0.219369
Adj. R-squared	0.513681	0.034552	0.110444
Sum sq. Resids	0.024008	2.754476	0.183722
S.E. equation	0.023629	0.253096	0.065365
F-statistic	9.626136	1.292276	2.013946
Log likelihood	120.0874	1.522964	69.21193
Akaike AIC	-4.523498	0.219081	-2.488477
Schwarz SC	-4.255814	0.486765	-2.220794
Mean dependent	0.021517	-0.006086	-0.004098
S.D. dependent	0.033883	0.257585	0.069304
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.30E-07	
Determinant resid covariance		8.27E-08	
Log likelihood		194.8724	
Akaike information criterion		-6.794897	
Schwarz criterion		-5.838885	

Fonte: Elaboração própria.

Com relação aos sinais obtidos, nota-se que existe correção de erro, da ordem de 28,5%, nos desvios da produção de cana em relação às demais variáveis do vetor de cointegração. O sinal para a correção dos desvios do preço da terra também é o esperado, e da ordem de 42%, embora não seja estatisticamente significativo a 5% de confiança. Já com relação aos desvios do IPCA, o sinal é contrário ao esperado, mas o desajustamento, da ordem de 15%, não é estatisticamente significativo. Os resultados para os coeficientes de ajustamento do preço da terra e do IPCA sugerem que as duas variáveis são fracamente exógenas. Teste específico para verificar esse resultado é reportado adiante.

A Figura 4 exibe a relação de cointegração calculada a partir do modelo (4) [Tabela 11]. A visualização gráfica sugere uma relação estável, ao longo do tempo, com poucos pontos de *outliers*, mas sem tendência aparente. Essa impressão precisa ser confirmada pelos testes.



Fonte: Elaboração própria.

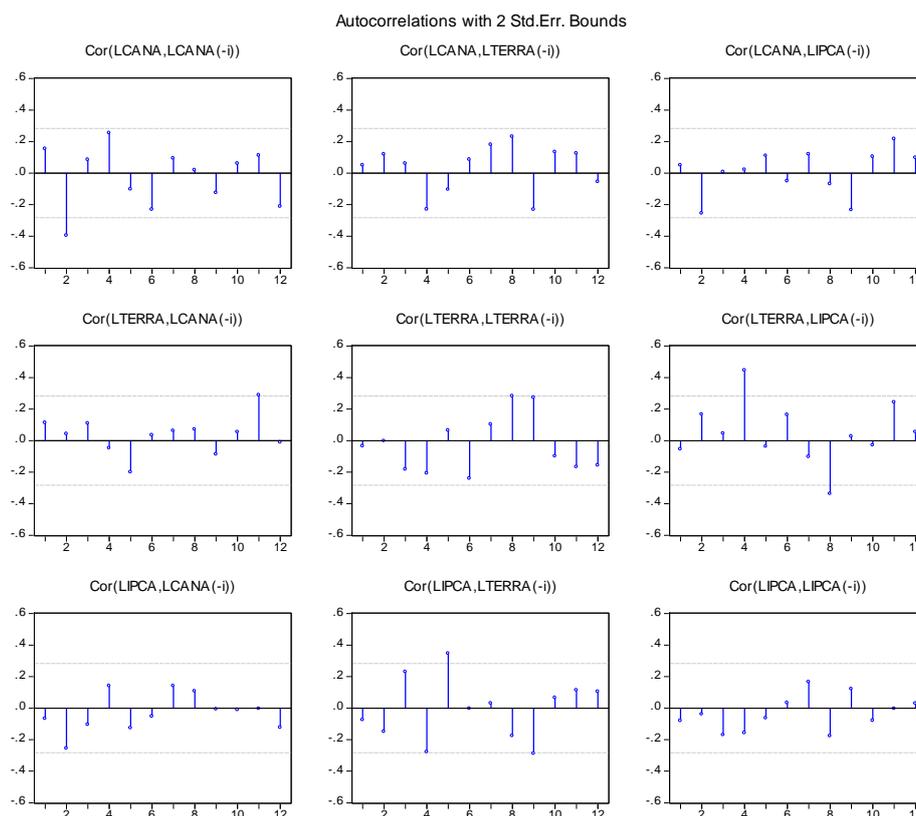
Figura 4 Relação de cointegração

A Tabela 12 reporta os testes de autocorrelação do tipo Portmanteau e LM. Os resultados sugerem a não existência de autocorrelação nos resíduos. A visualização do correlograma dos resíduos do modelo (Figura 5) evidencia alguns *outliers*, que não chegam a comprometer os resultados dos testes.

Tabela 12 Teste de Portmanteau e LM para autocorrelação dos resíduos

Test	Stat	Prob
Q(3)	24.02907	0.1541
Q-Adj(3)	25.05706	0.1234
LM-Stat(3)	6.578182	0.6809
LM-Stat(10)	3.877876	0.9193

Fonte: Elaboração própria.



Fonte: Elaboração própria.

Figura 5 Autocorrelação nos resíduos do VEC

Pelos resultados da Tabela 13 conclui-se que, com a inclusão das *dummies*, os resíduos são normais e não heterocedásticos, conforme resultado dos testes apresentados na Tabela 14.

Tabela 13 Teste de normalidade dos resíduos

Orthogon	Stat	Prob
Cholesky (JB)	4.372527	0.6264
Doornik-Hansen	2.187301	0.9017
Urzua	33.20998	0.1259

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 14 Teste de heterocedasticidade dos resíduos

White heter. test	chi-sq	df	prob
No cross terms	106.0085	60	0.0002
Includes cross terms	243.8820	144	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

Testes sobre os parâmetros do vetor de cointegração foram implementados e estão reportados na Tabela 15. De acordo com os resultados observados, apenas o parâmetro para LN IPCA não é estatisticamente diferente de zero, como sugerido anteriormente pelo teste t específico. Este resultado sugere que a produção de cana e o preço da terra são conjuntamente integrados.

Tabela 15 Teste de restrição de parâmetros dos resíduos

Parâmetro restrito	Chi-sqr	Prob
Ln da produção de cana	16.52278	0.000048
Ln do preço da terra(-1)	10.01962	0.001549
Ln IPCA(-1)	0.143524	0.704802
Ln da produção de cana (-1), Ln do preço da terra(-1)	16.59725	0.000249
Ln da produção de cana (-1), Ln IPCA(-1)	19.28016	0.000065
Ln do preço da terra(-1), Ln IPCA(-1)	10.13753	0.006290
Ln da produção de cana (-1), Ln do preço da terra(-1), Ln IPCA(-1)	28.35374	0.000003

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 16 reporta testes específicos de restrição sobre os coeficientes de ajustamento, individuais e conjuntos, de cada uma das variáveis. Os resultados sugerem que as variáveis Ln do preço da terra e Ln IPCA são individual e conjuntamente fracamente exógenas em relação aos parâmetros do modelo.

Tabela 16 Teste de restrição sobre os coeficientes de ajustamento

Coeficiente restrito	Chi-sqr	Prob
Ln da produção de cana	16.53976	0.000048
Ln do preço da terra(-1)	0.570021	0.450251
Ln IPCA(-1)	0.873563	0.349971
Ln da produção de cana (-1), Ln do preço da terra(-1)	17.74162	0.000140
Ln da produção de cana (-1), Ln IPCA(-1)	22.31327	0.000014
Ln do preço da terra(-1), Ln IPCA(-1)	1.064252	0.587355

Fonte: Elaboração própria.

O teste de Causalidade de Granger permite identificar dentre estas duas variáveis aquelas que são fortemente exógenas. A Tabela 17 reporta os resultados deste teste e sugere que para as variáveis Ln do preço da terra e Ln do IPCA não se pode rejeitar a hipótese nula de não-causalidade de Granger para essas variáveis, o que, combinado com o resultado de exogeneidade fraca verificado acima, implica em exogeneidade forte em relação aos parâmetros do modelo. O resultado do teste também indica que a variável Ln da produção de cana é Granger-causada individualmente pela variável Ln do preço da terra e conjuntamente pelas demais variáveis do modelo.

Tabela 17 Teste de causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade por blocos

Dependent variable	Excluded	Chi-sqr	df	Prob
Ln do preço da terra	Ln da produção de cana	0.601287	1	0.4381
	Ln do IPCA	2.274759	1	0.1315
	All	2.481834	2	0.2891
Ln do IPCA	Ln da produção de cana	0.862042	1	0.3532
	Ln do preço da terra	1.393956	1	0.2377
	All	1.834310	2	0.3997

Fonte: Elaboração própria.

Para avaliar o efeito de choques de uma variável sobre as demais, duas análises podem ser implementadas: a decomposição da variância e a função de resposta ao impulso. As duas necessitam da decomposição de Choleski, que por sua vez é sensível ao ordenamento específico adotado. O

recomendado é que variáveis menos dependentes das demais sejam colocadas antecedam as demais. Embora a dependência, neste caso, seja contemporânea, a causalidade de Granger sugere uma ordenação possível, caso se assuma que a dependência temporal verificada por esse teste permaneça contemporaneamente.

A ordenação adota para a análise subsequente se valeu dos resultados anteriores. As variáveis Ln do IPCA e Ln do preço da terra foram consideradas mais exógenas que a variável Ln da produção de cana.

A decomposição da variância separa a variação em uma variável endógena decorrente de choques aleatórios nas variáveis de um modelo VAR. Dessa forma, a decomposição da variância provê informação sobre a importância relativa de cada choque aleatório sobre as variáveis do modelo. A

Tabela 18 reporta a análise da decomposição da variância obtida com o ordenamento adotado, a partir do VEC estimado. O resultado sugere que, decorridos 10 semestres, 76,8% do comportamento de um choque não antecipado sobre a produção de cana de açúcar pode ser explicado por variações no preço da terra e 21,5% por variações na própria produção de cana.

Para o preço da terra, menos de 3% do comportamento da variável é explicado, após 10 semestres, pelas outras variáveis do modelo, sendo que 97,1% deste é explicado pelo próprio preço da terra. No caso do IPCA, situação semelhante se verifica, com 96,1% do comportamento da variável sendo explicado pela própria variável.

Tabela 18 Decomposição da variância

Variance Decomposition of: Ln da produção de cana				
Period	S.E.	LCANA	LTERRA	LIPCA
1	0.023629	92.22177	0.277522	7.500712
2	0.034439	92.34556	1.439982	6.214455
3	0.041610	81.26805	14.09930	4.632652
4	0.048587	63.57449	32.85770	3.567813
5	0.056021	48.23861	48.96632	2.795068
6	0.063182	37.92641	59.76612	2.307470
7	0.069502	31.34913	66.62321	2.027662
8	0.074927	26.97445	71.15510	1.870446
9	0.079660	23.87114	74.35138	1.777482
10	0.083934	21.52956	76.75556	1.714877
Variance Decomposition of: Ln do preço da terra				
Period	S.E.	LCANA	LTERRA	LIPCA
1	0.253096	0.000000	92.21669	7.783314
2	0.308316	0.133392	94.61640	5.250206
3	0.352864	0.142694	95.62922	4.228091
4	0.388023	0.125561	96.26045	3.613984
5	0.417346	0.189421	96.59746	3.213123
6	0.443945	0.315587	96.76037	2.924040
7	0.469035	0.448964	96.85196	2.699077
8	0.493172	0.556005	96.92693	2.517066
9	0.516529	0.630772	97.00341	2.365816
10	0.539113	0.680617	97.08142	2.237960
Variance Decomposition of: Ln do IPCA – alimentos e bebidas				
Period	S.E.	LCANA	LTERRA	LIPCA
1	0.065365	0.000000	0.000000	100.0000
2	0.091811	1.139353	0.459177	98.40147
3	0.110618	2.248541	0.317154	97.43431
4	0.127566	3.007262	0.240681	96.75206
5	0.142528	3.427748	0.206273	96.36598
6	0.156059	3.606747	0.202083	96.19117
7	0.168481	3.657565	0.216135	96.12630
8	0.180013	3.654509	0.235005	96.11049
9	0.190825	3.636735	0.251327	96.11194
10	0.201042	3.621132	0.262941	96.11593

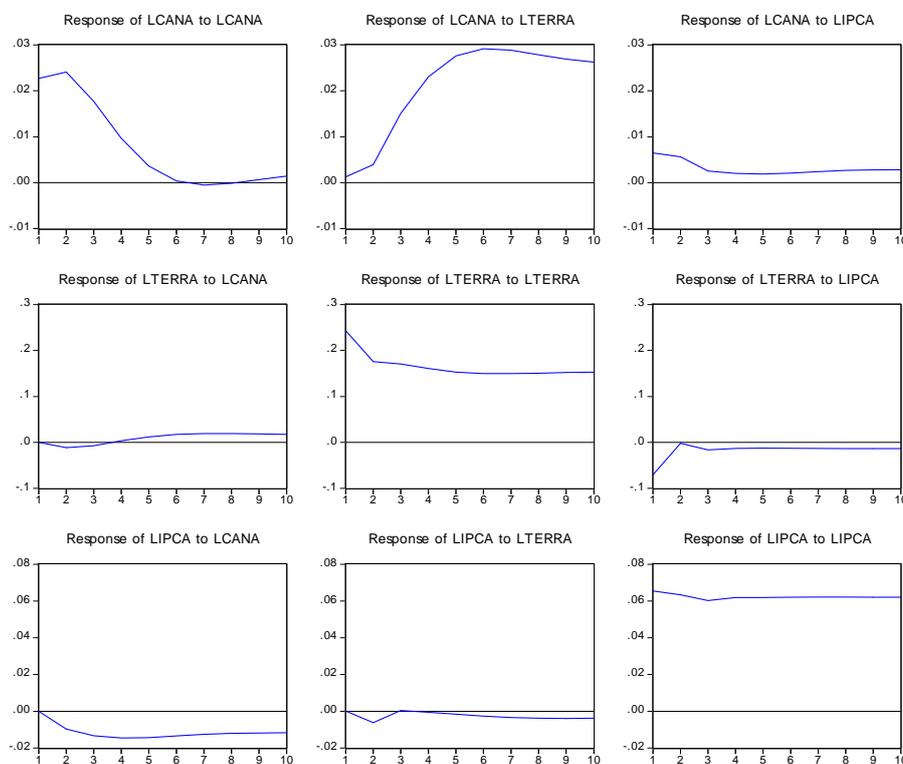
Cholesky Ordering: Ln do IPCA, Ln do preço da terra e Ln do preço da cana

Fonte: Elaboração própria.

Finalmente, a função de resposta ao impulso, apesar da ausência dos intervalos de confiança, apresenta os efeitos de inovações em uma determinada variável sobre o sistema estimado pelo VEC. Os

resultados apresentados na Figura 6 sugerem que choques na produção de cana-de-açúcar têm efeitos muito tímidos sobre o preço da terra, reduzindo-o em um primeiro momento e provocando um aumento, muito pequeno, somente a partir do 4º semestre. Já o impacto sobre o preço dos alimentos é sistematicamente negativo e persistente ao longo de 10 semestres.

Pelas simulações, os maiores impactos sobre o preço da terra são choques no próprio preço da terra, enquanto que impactos positivos sobre o preço de alimentos são explicados apenas por choques na própria variável.



Fonte: Elaboração própria.

Figura 6 Função de resposta ao impulso

4. CONCLUSÃO

O Brasil é um dos países que se encontra em estágio mais avançado na busca por fontes energéticas limpas. A competitividade do etanol produzido a partir da cana-de-açúcar no Brasil é significativamente maior do que a dos demais produtores, destacando-se em relação ao etanol de milho dos EUA, tanto na questão dos custos de produção, como do balanço energético.

O sucesso do setor e a tendência de crescimento da área destinada à atividade canavieira, bem o aumento de sua demanda por trabalho, têm suscitado preocupações e mitos. O principal deles refere-se à preocupação quanto à disponibilidade de terra agricultável no país que possa abrigar a expansão da cultura da cana-de-açúcar e, aliada a esta preocupação, o mito de que a expansão se fará em terras hoje empregadas na produção de alimentos, o que pressionará o preço destes com impactos negativos sobre a distribuição de renda.

Este trabalho analisou com maior detalhe este argumento. Caso ele fosse verdadeiro, deveria existir uma relação direta e causal entre aumento da produção de cana-de-açúcar, preço da terra e preço dos alimentos. Ademais, em sendo essa hipótese robusta, deve haver uma relação de longo prazo entre as variáveis, de modo que elas tenham uma trajetória comum.

Um modelo VEC foi desenvolvido para testar a relação entre estas variáveis. Os resultados do teste de causalidade de Granger apontam que não existe precedência temporal da produção de cana sobre o preço da terra, mas sim o contrário. A relação de longo prazo identificada pelo VEC estabelece uma trajetória comum entre essas duas variáveis, com o coeficiente de ajustamento para as duas variáveis

apresentando o sinal esperado. Entretanto, para o preço da terra, esse coeficiente não é estatisticamente diferente de zero, o que, aliado ao teste de causalidade de Granger permite dizer que essa variável é exógena em relação à produção de cana-de-açúcar. Em outras palavras, a ordem de causalidade identificada não permite afirmar que um aumento na produção de cana impacte positivamente o preço da terra, embora as variáveis caminhem no mesmo sentido.

Especificamente ao preço de alimentos, conclui-se que não há precedência temporal, em nenhuma das direções, entre preço da terra e preço dos alimentos. Em outras palavras, não se pode estabelecer qualquer relação de causalidade entre variação na produção de cana e impactos sobre preço. Entretanto, ainda que houvesse base mais segura para tal afirmação, a simulação realizada dá conta de que tal impacto seria em sentido inverso ao afirmado pelos críticos. Ou seja, um choque positivo na produção de cana-de-açúcar está associado à queda no preço de alimentos, persistente por mais de 10 semestres.

A eventual constatação de que o aumento da produção de cana-de-açúcar pode pressionar o preço da terra decorre mais da conjuntura atual, em que a produção agrícola está crescendo em todas as culturas, acompanhando o aumento da demanda por produtos agrícolas. É este movimento que pressiona o preço da terra – e não o aumento da produção de um único produto. Se isso é verdade, e estudos futuros poderão confirmar, não é o aumento da produção de cana-de-açúcar que pressionará o preço da terra, mas o aumento da demanda por produtos oriundos do campo e a concorrência dentre estas culturas que fará preço da terra aumentar.

Em termos de opção estratégica, cumpre examinar se o aumento da produção de outras *commodities*, com menor valor agregado e com elos muito mais fracos com os demais setores produtivos, é mais vantajoso, do que investir na produção de *commodity* que pode assegurar vantagens comparativas energéticas ao país.

Referências Bibliográficas

- CORSEUIL, Carlos H. & SANTOS, Daniel D. Fatores que determinam o nível salarial no setor formal brasileiro. In CORSEUIL, Carlos H *et al.* **Estrutura salarial** – aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil. MTE/IPEA, 2002.
- DEJONG, D. N. *et al.* The Power problems of unit root test in time series with autoregressive errors. **Journal of Econometrics**, VOL. 53, 1992, pp: 323-343.
- DICKEY, David A. & FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, vol. 49, n. 4, 1981, pp: 1057-1072.
- DICKEY, David A. & PANTULA, Sastry G. Determining the order of differencing in autoregressive processes. **Journal of Business & Economic Statistics**, vol. 5, n.4, 1987, pp: 18-24.
- ELLIOT, Graham; ROTHENBERG, Thomas.; SHOCK, James H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, vol. 64, 1996, pp: 813-836.
- ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. New York: Wiley, 2004.
- HAMILTON, James D. **Time series analysis**. Princeton University Press. 1994.
- JOHANSEN, Soren & JUSELIUS, Katerina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money”. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, vol. 52, 1990, pp: 169-209.
- KWIATOWSKI, D.; PHLLIPS, Peter C. B.; SCHIMIDT, Peter; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, vol. 54, 1992, pp: 159-178.
- LEYBOURNE, S. J.; MCCABE, P. M. A consistent test for a unit root. **Journal of business and economic statistics**, vol. 12, 1994, pp: 145-166.
- MACKINNON, James G.; HAUG, Alfred A.; MICHELIS, Leo. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, 14, 563-577, 1999
- MACKINNON, James. Critical values for cointegration tests. In ENGLE, R. F & GRANGER, C. W. J. (eds.) **Long-run economic relationships: readings in cointegration**. Oxford: Oxford University Press, 1991.
- MADDALA, G. S & KIM, I. M. **Unit rots, cointegration, and the structural change**. Cambridge University Press, 1998.

MADDALA, G. S. **Introdução à econometria**. 3 ed. Rio de Janeiro: LTC, 2003.

PHILLIPS, Peter C. B. & PERON, P. Testing for unit root in time series regression. **Biometrika**, vol. 75, 1998, pp: 335-346.

SIMS, Chistopher. Macroeconomic and reality. **Econometrica**, vol. 48, 1980, pp: 1-49.

TONETO JR, Rudinei & CHAGAS, André L. S. **O mercado de trabalho da cana-de-açúcar**. Universidade de São Paulo, mimeo., 2007.