

# 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**

*Universidade de São Paulo (IPE-USP), Brasil*

**Rudinei Toneto-Júnior**

*Universidade de São Paulo (FEARP-USP), Brasil*

**Carlos Roberto Azzoni**

*Universidade de São Paulo (FEA-USP), Brasil*

---

## 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. Os 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 de cana-de-açúcar que é influenciada pelo preço da terra, e não o contrário.

*Palavras-chave:* Etanol, Preço da Terra, Cointegração

*Classificação JEL:* Q11, Q42

---

## Abstract

This work discusses the main arguments against expansion of sugarcane cultivation in Brazil, especially for ethanol production. One of these arguments is the potential impact on land prices, and consequently on food prices. Advocates of this viewpoint claim that increased land prices raise food prices, especially harming poor people. We analyze 26 years of sugarcane production, land prices and food prices in Brazil. The results suggest that sugarcane does not cause foods prices in the Granger sense. Furthermore, we find that it is sugarcane production that is influenced by land prices, not the contrary.

## 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 (FAO 2008). 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. No Brasil, o surgimento do carro com motor flex-fuel também contribui para a expansão do setor. Pode-se imaginar que para os próximos anos esse cenário se manterá e, inclusive, se intensificará, colocando novas pressões sobre a demanda desse setor (EPE 2007).

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 energético<sup>1</sup> (BNDES; CGEE, 2008). Para o Brasil, a expansão da produção de cana-de-açúcar representa grande oportunidade de geração de valor e renda, uma vez que o país apresenta nítidas vantagens comparativas na produção de combustíveis de fontes renováveis (Hoffmann 2006).

A tendência de crescimento da área destinada à atividade canavieira, bem como o aumento da demanda por trabalho no setor, suscita algumas preocupações. A primeira delas refere-se ao fato de que a demanda adicional do produto e a necessidade de aumento na oferta pressionarão os custos de

---

\* Recebido em dezembro de 2008, aprovado em agosto de 2009. Os autores agradecem os comentários recebidos de Sergio Naruhiko Sakurai, Tatiane Menezes e de um parecerista anônimo. Os erros que permanecem, contudo, são de responsabilidade dos autores. Esse artigo foi parcialmente financiado pelo CNPq (Projeto 552835/2007-2).  
*E-mail addresses:* achagas@usp.br, rtoneto@ups.br and cazzoni@ups.br

<sup>1</sup> 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.

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) (Alves 2006, 2007; Mendonça 2006a,b; Baccarin et alii 2008). Finalmente, e talvez de maior alcance social, surge a preocupação quanto à disponibilidade de terra agricultável que possa abrigar a expansão da cultura da cana-de-açúcar (Renewable Fuels Agency 2008). Aliado a esta preocupação está a preocupação de que a expansão se faça em terras hoje empregadas na produção de alimentos, o que pressionará o preço destes, com consequências sobre as famílias mais pobres (FAO 2008; Renewable Fuels Agency 2008). O objetivo deste artigo é analisar este último ponto, mas comentando brevemente os anteriores.

Este artigo 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 (Toneto Jr. et alii 2008; Toneto Jr. e Liboni 2008). 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.

No caso dos investimentos se verifica um aumento no número de projetos para a criação em torno de 80 usinas nos próximos anos (BNDES; CGEE, 2008). 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 (Alves 2006, 2007; Mendonça 2006a,b; Baccarin et alii 2008). De acordo com Toneto Jr. e Liboni (2008), 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 (Renewable Fuels Agency 2008). 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/ano.<sup>2</sup>

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, tendencioso. O Brasil utiliza hoje cerca de 7,8 milhões de hectares de terra com plantação de cana-de-açúcar (sendo que, em média, 50% desta se destinam para etanol e 50% para a produção de açúcar). Ou seja, são cerca de 3,9 milhões de hectares para a produção de etanol. Trata-se de pouco mais 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 menos de 6% da área destinada a agropecuária do país.

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 gasolina.<sup>3</sup>

---

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

<sup>3</sup> 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 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

Tabela 1

Distribuição territorial – Estimativa (milhões de ha)

Área de propriedades rurais	355,0
Área cultivada	76,7
Cana-de-açúcar	7,8
Outros usos	496,0
Área total	851,0

Fonte: IBGE *apud* BNDES; CGEE, 2008.

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 (Figura 1). No Centro-Oeste, atual fronteira agrícola do país, e mesmo em algumas regiões do Sudeste, ainda há potencial de expansão para essa cultura.

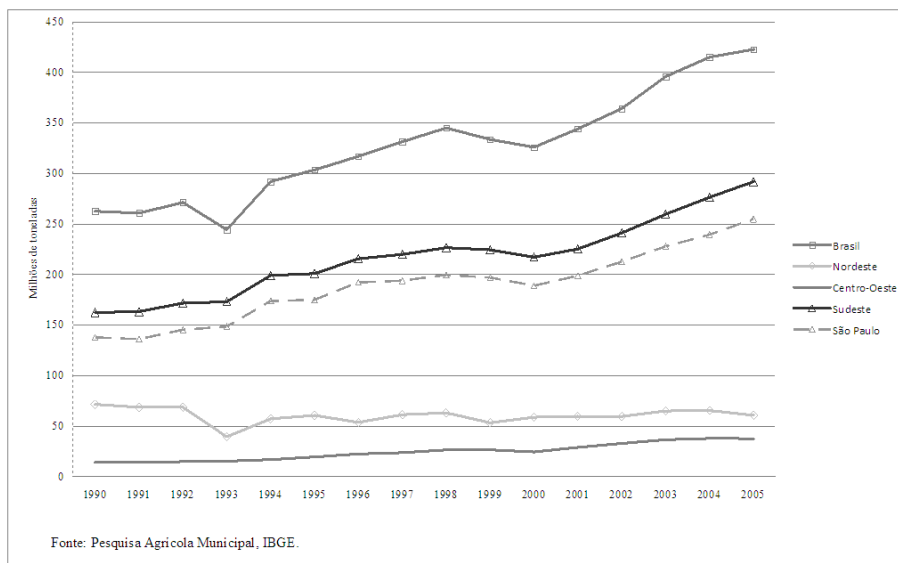


Fig. 1. Produção de cana-de-açúcar por região produtora

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

seria improvável projetar tais ganhos de produtividade, tendo em vista que 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 cana-de-açúcar invadindo Áreas 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) (Renewable Fuels Agency 2008).

Em relação à questão do desflorestamento, este argumento, aparentemente, não faz sentido. Conforme pode ser visualizado na Figura 2, 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.

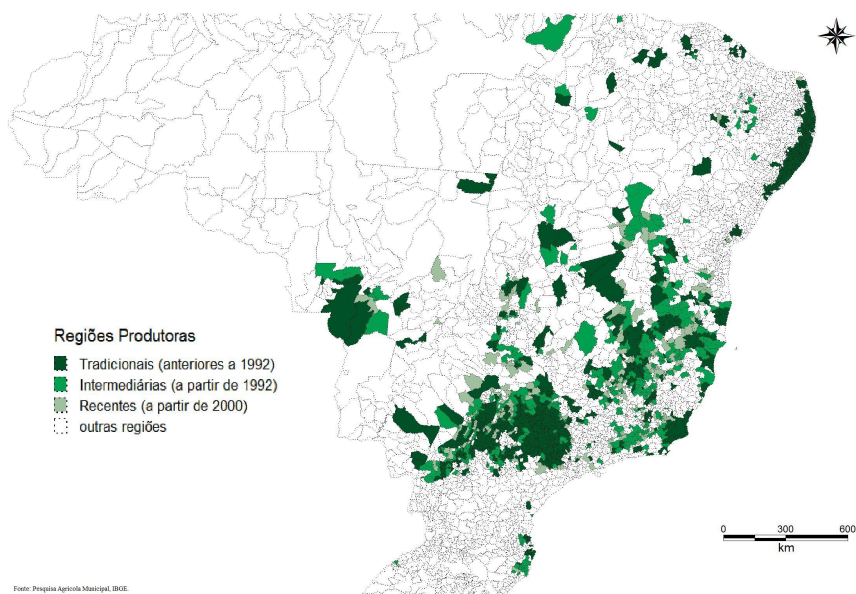


Fig. 2. Regiões de expansão da produção de cana-de-açúcar

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.

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 (BNDES; CGEE, 2008).

Tabela 2

Uso da terra no cerrado (milhões de ha)

Área total	207,0
Terra arável	139,0
Culturas anuais	14,0
Pastagens cultivadas	61,0
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 (FAO 2008).

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 levantando 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 consistente ao longo do tempo, existe uma relação de longo prazo entre as variáveis, de modo que elas tenham uma trajetória comum. Um modelo VEC (*Vector Error Correction* – Vetor de Correção de Erro) é, então, desenvolvido para testar a relação entre estas variáveis. A próxima seção discute em detalhes a metodologia destes modelos.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Os modelos VAR E VEC

Para identificar o efeito de variações da produção de cana-de-açúcar sobre os preços da terra e dos alimentos será empregada a metodologia de análise dos vetores auto-regressivos. 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

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

em que  $Y_t$  é um vetor de variáveis (aquelas de interesse para o estudo),  $n \times 1$ , e  $\Phi_i$  são matrizes  $n \times n$ . Cada variável em  $Y_t$  é expressa em função de suas defasagens

e das defasagens das demais variáveis, para captar os efeitos cruzados que uma variável exerce sobre as demais. Em outras palavras, é possível que o aumento da produção de cana-de-açúcar provoque aumento no preço da terra. Mas também é lógico admitir que um aumento no preço da terra tenha impactos sobre a decisão de produção de cana-de-açúcar. Assim, todas as variáveis de interesse podem ser consideradas endógenas.

Para identificação de, em um VAR padrão ou irrestrito, impõem-se as seguintes restrições:  $\varepsilon_t$  é um vetor  $n \times 1$  de ruídos brancos, com  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $E(\varepsilon_t \varepsilon_s' ) = \Omega$  (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 (0.1) utilizando o operador defasagem,

$$Y_t = \Phi_1 B^1 Y_{t-1} + \Phi_2 B^2 Y_{t-1} + \dots + \Phi_p B^p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

ou

$$Y_t - \Phi_1 B^1 Y_{t-1} - \Phi_2 B^2 Y_{t-1} - \dots - \Phi_p B^p Y_{t-p} = \varepsilon_t \Rightarrow \Phi(B)Y_t = \varepsilon_t$$

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

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \tag{2}$$

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

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \tag{3}$$

em que  $\beta$  é a matriz cujas colunas são vetores de cointegração,  $\alpha$  a matriz dos coeficientes de ajustamento e  $\varepsilon_t$  é um vetor estacionário. Essa relação de cointegração expressa relação de longo prazo entre as variáveis. Para o caso interesse desse estudo, caso produção de cana, preço da terra e preço de alimentos caminhem juntos, então elas devem ser cointegradas.

A metodologia VEC (Johansen e Juselius 1990) consiste em, comparando (1.2) e (1.3), verificar se  $\Pi = \alpha \beta'$  (Hamilton 1994; Enders 2004). Pode-se verificar tal igualdade analisando o posto de  $\Pi$ . Se  $0 < \text{posto}(\Pi) < n$ , então existe ao menos 1 vetor de cointegração entre as variáveis.



Adicionalmente, pode-se verificar a precedência temporal de uma variável em relação à outra, o que é interpretado como causalidade, no sentido de Granger. A causalidade de Granger da variável  $i$  para a variável  $j$  pode ser avaliada ao se testar a hipótese de que os coeficientes da variável  $i$ , em todas as suas defasagens, são simultânea e estatisticamente iguais a zero na equação em que  $j$  é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável  $i$  Granger-cause a variável  $j$ .<sup>4</sup>

### 3.2. 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  $\Pi$  o teste do traço e o do máximo autovalor.<sup>5</sup>

A definição da ordem das defasagens a ser incluída no modelo pode ser feita analisando os critérios de informação (AIC, SIC, HQ e FPE). No VAR, o teste de autocorrelação dos resíduos é crítico, posto que as variáveis são todas  $I(0)$ . Empregam-se testes de autocorrelação (Teste LM) para verificar a estabilidade temporal do modelo.<sup>6</sup>

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

<sup>4</sup> A precedência temporal identificada no teste de causalidade de Granger é interpretada, dentro de certos limites, como causalidade em um sentido mais geral. No caso analisado, caso o produção de cana-de-açúcar tenha o efeito de aumentar o preço da terra, e este a produção de alimentos, é razoável esperar encontrar (estatisticamente) precedência temporal da produção de cana-de-açúcar em relação ao preço da terra, e deste, em relação ao preço de alimentos.

<sup>5</sup> 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.

<sup>6</sup> 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. Para implementar o teste LM, 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  $LM(h) = (T - Np - n - 0, 5) \frac{\ln(\frac{\hat{\Omega}}{|\hat{\Omega}|})}{|\hat{\Omega}|}$ , em que  $\hat{\Omega}$  é a matriz de variância e covariância da regressão auxiliar e  $\hat{\Omega}$  a do VAR. Essa estatística tem distribuição  $\chi^2_{n-2}$ . 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 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.

## 4. Estimação e Resultados

### 4.1. *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, com base na Pesquisa Agrícola Municipal (PAM) do IBGE;
- Preço de venda da terra de lavoura, Brasil, em R\$ correntes, da FGV-Agroanalysis;
- IPCA – alimentos e bebidas, do IBGE.<sup>7</sup>

Para a produção de cana-de-açúcar e preço da terra, os dados são semestrais, para o período de 1977:1S a 2007:2S. Para o IPCA, os dados mensais foram semestralizados e estão disponíveis para o período 1981:2S a 2007:2S. A amplitude da amostra foi limitada, portanto, no período 1980:2S a 2007:2S.

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 100 que expressa variações no custo de oportunidade de imobilização de recursos em terra.

A Figura 3 reporta o gráfico das séries em nível, transformadas (aplicando o log nas séries) e com as primeiras defasagens das séries. Da visualização dos gráficos, nota-se que existe uma aparente relação mais forte entre as séries de preço da terra e preço dos alimentos. Mas, ao menos aparentemente, a produção de cana-de-açúcar não guarda relação com essas outras séries. Enquanto que a

<sup>7</sup> A título de teste de robustez, para verificar sensibilidade das conclusões à especificação do modelo, sobretudo no que se refere à série de preços escolhida, também foram realizados testes com os índices de preços de alimentos da FIPE (IPC-FIPE) e o componente de alimentos do IPA-DI. O primeiro foi escolhido por ser uma série mais longa que a do IPCA. Esse índice não foi escolhido para os testes básicos, pois, embora a série seja mais ampla, a cobertura de mercado é mais restrita e os resultados poderiam ser influenciados por eventos localizados. O segundo, por captar movimentos de preços no atacado. Ambos permitiram cobrir o período todo da amostra.

produção de cana-de-açúcar cresce sistematicamente no período considerado, as séries de preço têm comportamentos bastante discrepantes.

Também é possível notar algumas variações bem discrepantes, sobretudo na série de preço da terra. Sobretudo nos anos oitenta, há aumentos pronunciados no preço relativo da terra, seguidos por quedas muito fortes.<sup>8</sup> Mesmo a suavização da série, por meio da transformação logarítmica não é suficiente para amortecer esse padrão da série.

#### 4.2. Testes de raiz unitária e estimação do VAR para determinação da ordem de defasagem

Para verificar a existência ou não de raiz unitária nas séries foram implementados os testes ADF e Phillips-Perron.<sup>9</sup> A ordem de defasagem dos modelos foi selecionada a partir dos critérios de informação. Os resultados da Tabela 3, sugerem que para a produção de cana a existência de uma raiz unitária na série é altamente significativa. O nível de significância cai bastante para a série de preço da terra – o que, em parte pode ser atribuído aos *outliers*. Para cointegração, no entanto, é necessário que no mínimo duas séries sejam  $I(1)$ .<sup>10</sup>

Tabela 3

Teste de raiz unitária

Variável	Defasagem	Estatística do teste	
		ADF	Phillips-Perron
ln Prod. Cana	1	-0,5562 ***	-1,6440 ***
ln Preço da Terra	4	-2,7697 *	-2,6209 **
ln IPCA alimentos	2	-2,6333 **	-2,6333 **

Todos os testes incluem intercepto.

\*\*\* significativo a mais de 10%.

\*\* significativo a 10%.

\* significativo a 5%.

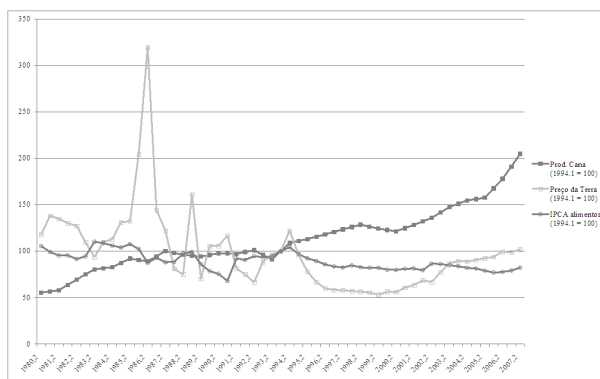
Fonte: Elaboração própria.

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

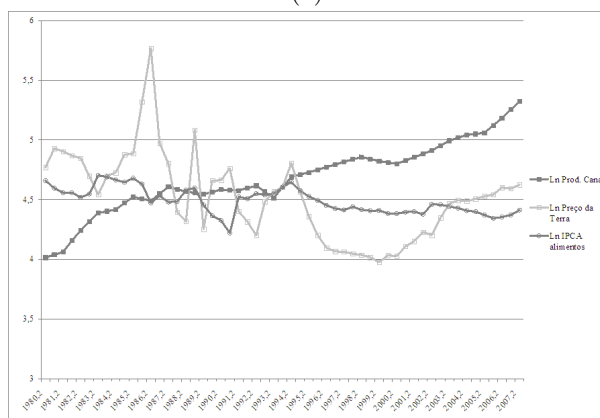
<sup>8</sup> Não é possível descartar que essas discrepâncias se tratem de erros de medida da série.

<sup>9</sup> Pela visualização gráfica das séries descartou-se a possibilidade de existirem duas ou mais raízes unitárias nas mesmas, confirmada pelo teste de Dickey e Pantula (1987) não reportado.

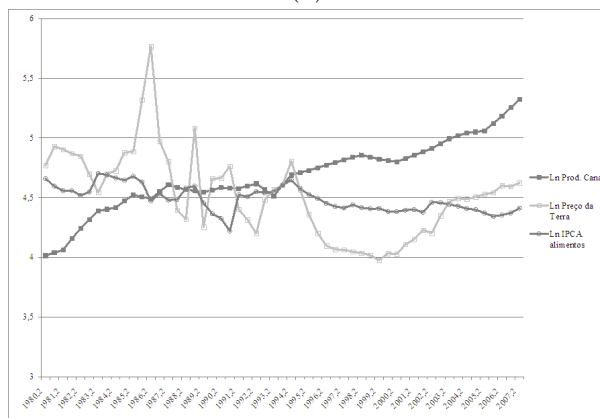
<sup>10</sup> Descartar a existência de raiz unitária nas séries implica em rejeitar a cointegração das mesmas. Tal procedimento de antemão já implicaria em forte evidência de que a produção de cana-de-açúcar tem pouco impacto sobre o preço dos alimentos (as séries são fracamente exógenas). Também por isso (para se proceder à análise de cointegração), se aceita a presença de raiz unitária nas séries.



(a)



(b)



(c)

Fonte: IBGE, FGV. Elaboração própria.

Fig. 3. Séries em nível (a), transformadas (b) e em primeiras diferenças (c)

$Y_t$ .<sup>11</sup> A análise dos resíduos do modelo (Tabela 4) sugere não-normalidade, o que pode ser devido aos *outliers* identificados na série, bem como elevado nível de heterocedasticidade (possivelmente pelo mesmo motivo). Estudos de Monte-Carlo, como o de Gonzalo (1994), não detectam que esses desvios causem grandes problemas para o teste de Johansen.

Tabela 4  
Testes de Diagnóstico dos Resíduos do VAR

	Teste	Estat	Prob
Autocorrelação dos resíduos	Estat-LM(3)	12,2533	0,1994
	Estat-LM(10)	8,5747	0,4774
Normalidade	Choleski	18,1398	0,0059
	Urzua	34,9240	0,0896
Heterocedasticidade	White	234,4804	0,0197

Fonte: Elaboração própria.

### 4.3. Teste de cointegração e análise de causalidade

A Tabela 5 reporta o teste de cointegração de Johansen. Os resultados, tanto da estatística do traço, quanto a do máximo autovalor, sugerem a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis, ratificando os resultados dos testes de raiz unitária, uma vez que as probabilidades de se aceitar a hipótese nula de que não o posto da matriz estimada é zero ( $k = 0$ ) é muito baixo.

A Tabela 6 reporta testes específicos para os parâmetros estimados do vetor de cointegração. Nota-se que apenas o parâmetro associado ao preço da terra apresenta elevada probabilidade de não ser diferente de zero, embora, no teste conjunto, esse resultado não permaneça. Os demais coeficientes estimados são estatisticamente diferentes de zero, individual e conjuntamente.

Caso se aceite que o parâmetro do vetor de cointegração associado ao preço da terra seja igual a zero, então essa variável não guarda relação estável de longo prazo com as demais variáveis. Assumindo essa restrição e normalizando o parâmetro da produção de cana para a unidade, o vetor de cointegração recalculado (Tabela 7) para o modelo seria (1, 3,96).

Esse resultado sugere que há relação de longo prazo entre produção de cana-de-açúcar e preço de alimentos no sentido inverso ao que seria esperado, caso o argumento fosse válido o argumento que diz que a produção de cana-de-açúcar aumenta o preço dos alimentos. O sinal dos parâmetros sugere

<sup>11</sup> Os critérios de identificação não foram conclusivos quanto à ordem do VAR. Um padrão sazonal bi-semestral foi identificado, com sugestão de defasagem de 1<sup>a</sup>, 3<sup>a</sup> e 5<sup>a</sup> ordens. Optou-se por três ordens de defasagem.

Tabela 5  
Testes de cointegração

$H_0$ : posto = $k$	Estat Traço	$p$ -valor	Estat.Max auto-valor	$p$ -valor
$k = 0$	41,3769	0,010	23,6707	0,0320
$k = 1$	17,7062	0,108	12,3744	0,1653
$k > 1$	5,3317	0,249	5,3317	0,2490
Coeficientes de cointegração normalizados: 1 equação de cointegração				
	ln Prod. cana	ln preço da terra	ln IPCA alimentos	
	1,0000	-0,0791 (0,2526)	4,5825 * (0,860)	
Coeficientes de ajustamento: 1 equação de cointegração				
	D (ln Prod. cana)	D (ln Preço da terra)	D (ln IPCA alimentos)	
	0,0213 ** (0,0119)	0,1094 (0,0982)	-0,1013 (0,0239)	

MacKinnon et alii (1999)  $p$ -values.

\* significativo a 1%.

\*\* significativo a 10%.

Erros padrões entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

relação indireta entre as duas variáveis,<sup>12</sup> ou seja, a expansão na produção de cana-de-açúcar está associada à queda no preço de alimentos, medido pelo IPCA, no longo prazo.

Testes de restrição sobre os coeficientes de ajustamento (Tabela 8) sugerem que as variáveis preço da terra e produção de cana-de-açúcar são fracamente exógenas, pois seus coeficientes de ajustamento não são estatística e conjuntamente diferente de zeros ( $p$ -valores superiores a 10%).

Por outro lado, o preço de alimentos é a variável endógena do modelo, determinada pelas outras variáveis. Em outras palavras, o resultado dos testes sugere que choques na produção de cana-de-açúcar ou no preço da terra são

<sup>12</sup> O resultado deve ser interpretado corretamente e com cautela, uma vez que, para a estimação do modelo, as variáveis são “colocadas do mesmo lado da igualdade”. Assim, a relação de equilíbrio de longo prazo entre a ln da produção de cana e o ln do IPCA-alimentos é (ln Prod cana = -3,96 ln do IPCA-alimentos).

Tabela 6

Teste de restrição sobre os parâmetros do vetor de cointegração

Testes individuais		
Parâmetro restrito	$\gamma^2$	Prob
ln da produção de cana	4,9238	0,0265
ln do preço da terra	0,0630	0,8018
ln IPCA	8,6225	0,0033
Testes conjuntos		
ln da produção de cana	5,1876	0,0747
ln do preço da terra	8,6738	0,0131
ln IPCA	9,5649	0,0084
ln da produção de cana	10,8345	0,0127
ln do preço da terra		
ln IPCA		

Fonte: Elaboração própria.

sentidos, mais fortemente, pelo preço dos alimentos, do que pelas demais variáveis do modelo.

Impondo-se a restrição de que os coeficientes de ajustamento das variáveis produção de cana-de-açúcar e preço da terra são conjuntamente iguais a zero, o parâmetro para o preço de alimentos re-estimado é -0,14 (Tabela 9). O sinal negativo significa que o ajustamento opera no sentido esperado, mas com uma intensidade muito reduzida. Assim, que eventualmente façam as séries de produção de cana-de-açúcar e de preço de alimentos desviarem de suas trajetórias de longo prazo são ajustados de maneira tênue (apenas 14%) no curto prazo.<sup>13</sup>

<sup>13</sup> Esse resultado pode explicar, em parte, a associação aparentemente errônea entre expansão da produção de cana-de-açúcar e dos preços dos alimentos. Caso haja um choque exógeno (um choque de demanda, por exemplo) que aumente o preço dos alimentos ao mesmo tempo em que incentive a produção de cana-de-açúcar, no curto prazo parecerá que essas séries têm relação direta. No longo

Tabela 7

Vetor de cointegração re-estimado

Coefficientes de cointegração normalizados:

1 equação de cointegração

ln Prod. cana	ln Preço da terra	ln IPCA alimentos
1,0000	0,0000	3,9579 *
		(0,6323)

Vetor de cointegração considerando restrição

sobre o parâmetro do preço da terra.

\* significativo a 1%.

Erros padrões entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 8

Teste de restrição sobre os coeficientes de ajustamento

Testes individuais

Parâmetro restrito	$\gamma^2$	Prob
ln da produção de cana	1,9206	0,1658 *
ln do preço da terra	1,0451	0,3066 *
ln IPCA	9,4194	0,0021

Testes conjuntos

ln da produção de cana	3,7687	0,1519
------------------------	--------	--------

ln do preço da terra

ln da produção de cana	16,5857	0,0003
------------------------	---------	--------

ln IPCA

ln do preço da terra	9,4676	0,0088
----------------------	--------	--------

ln IPCA

\* variável fracamento exógena.

Fonte: Elaboração própria.



Tabela 9

Coeficientes de ajustamento re-estimados

Coeficientes de ajustamento: 1 equação de cointegração		
D (ln Prod. cana)	D (ln Preço da terra)	D (ln IPCA alimentos)
0,0000	0,0000	-0,1406 *
		(0,0315)

Coeficientes de ajustamento considerando restrições sobre os parâmetros do preço da terra e da produção de cana-de-açúcar.

\* significativo a 1%.

Erros padrões entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria.

Dada a exogeneidade fraca das variáveis preço da terra e produção de cana-de-açúcar, o teste de causalidade de Granger permite identificar dentre estas duas variáveis aquela(s) que é(são) fortemente exógena(s). A Tabela 10 reporta os resultados deste teste e sugere que há causalidade, no sentido de Granger, no preço da terra para a produção de cana-de-açúcar, mas não o contrário. Esse resultado implica que o preço da terra é fortemente exógeno. Em outras palavras, a relação de causalidade, no sentido de Granger, não é da produção de cana-de-açúcar para o preço da terra (o seria esperado caso o argumento fosse válido), mas em sentido contrário – de preço da terra para a produção de cana-de-açúcar.

#### 4.4. Diagnóstico dos resíduos e testes de robustez

As estatísticas de teste sugerem que o modelo estimado é adequado, tanto considerando a versão irrestrita, como os resultados impondo restrições sobre os parâmetros associados ao preço da terra e a produção de cana.

O teste LM não sugere evidência de autocorrelação de ordens elevadas, enquanto que todos os testes de normalidade não permitem rejeitar a hipótese de que os resíduos são normais. Apenas o teste de heterocedasticidade dos resíduos reprovou o modelo, o que não compromete os resultados qualitativos dos testes.

Como teste de robustez, duas outras séries de preços de alimentos foram selecionadas e os mesmos testes aplicados, para verificar a sensibilidade das conclusões à especificação do modelo. Foram selecionadas as séries de preços

prazo, contudo, não é essa a relação identificada no modelo.

Tabela 10

Teste de causalidade de Granger

$H_0$	$\chi^2$	Prob
<hr/>		
ln da produção de cana		
ln do preço da terra não Granger-causa	7,4308	0,0243
ln do IPCA não Granger-causa	3,3545	0,1869
Conjuntamente não Granger-causam	10,1839	0,0374
<hr/>		
ln do preço da terra		
ln da produção de cana não Granger-causa	0,2332	0,8900
ln do IPCA não Granger-causa	4,0426	0,1325
Conjuntamente não Granger-causam	4,1148	0,3907
<hr/>		
Teste de Wald de exogeneidade por blocos.		
<hr/>		

Fonte: Elaboração própria.

de alimentos do IPC-FIPE e do IPA-DI. A Tabela 12 reporta o resumo dos resultados obtidos.

Com relação ao preço medido pelo IPC-FIPE, os resultados qualitativos são idênticos aos obtidos anteriormente, com relação de longo prazo inversa entre produção de cana-de-açúcar e preço de alimentos, além de coeficiente de ajustamento de curto prazo relativamente pequeno. Possivelmente pela inclusão de mais observações (oito semestres a mais), os resultados de exogeneidade obtido anteriormente, sobretudo para a série de preço da terra, são relaxados nesse caso. A série de produção de cana continua fracamente exógena, mas determinada conjuntamente pelas demais variáveis.

No caso do IPA-DI os resultados são qualitativamente diversos. Para essa série a relação entre produção de cana-de-açúcar e preço de alimentos caminha no sentido sugerido pelo argumento, ou seja, aumento de produção de cana-de-açúcar aumenta o preço de gêneros alimentícios no atacado. Essa relação é estatisticamente significativa, mas o coeficiente é significativamente menor (em módulo) que os estimados nos modelos anteriores.<sup>14</sup> O ajustamento de curto prazo ocorre no sentido esperado e com maior intensidade que antes. Para esse conjunto de variáveis não se pode descartar a hipótese de que elas são conjuntamente integradas, tendo em vista não se encontrar evidências de exogeneidade (forte ou fraca).

<sup>14</sup> Ou seja, o resultado de longo prazo vai no sentido indicado pelo argumento, mas com intensidade bastante fraca.

Tabela 11

Testes de diagnóstico dos resíduos do VEC

Modelo irrestrito			
Teste		Estat	Prob
Autocorrelação dos resíduos	Estat-LM(3)	13,7721	0,1307
	Estat-LM(10)	13,8956	0,1261
Normalidade	Choleski	10,8946	0,0917
	Doonik-Hansen	6,8112	0,3387
	Urzua	30,3191	0,2126
Heterocedasticidade	White	163,8154	0,0000
Modelo com restrições*			
Autocorrelação dos resíduos	Estat-LM(3)	15,8058	0,0710
	Estat-LM(10)	10,8751	0,2844
Normalidade	Choleski	8,1022	0,2307
	Doonik-Hansen	9,7410	0,1360
	Urzua	27,9019	0,3124
Heterocedasticidade	White	151,1050	0,0000

\* Modelo com as restrições que o parâmetro do vetor de cointegração associado ao preço da terra é igual a zero, bem como com as restrições sobre os coeficientes de ajustamento do preço da terra e produção de cana.

Fonte: Elaboração própria.

## 5. 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.

Tabela 12

Testes de robustez do modelo

	Série utilizada para medir o preço de alimentos			
	IPC-FIPE		IPA-DI – Gêneros alimentícios	
Amostra (semestres)	1977:1-2007:2		1977:1-2007:2	
Coeficientes de cointegração normalizados: 1 equação de cointegração				
	Coeficiente	Erro-padrão	Coeficiente	Erro-padrão
ln da produção de cana	1		1	
ln do preço da terra	-5,6366	1,8564 *	-1,2564	0,2069 *
ln do preço dos alimentos	21,2684	6,0484 *	-1,4936	0,1530 *
Coeficientes de ajustamento: 1 equação de cointegração				
Coef. ajust	-0,0066	0,0012 **	-0,0299	0,0140 **
	0,0022	0,0114	0,2827	0,1284 **
	-0,0022	0,0024	0,2187	0,0400 *
Restrição sobre os parâmetros do coeficiente de ajustamento				
	<i>p</i> -valor		<i>p</i> -valor	
ln da produção de cana	0,5756 ***		0,0025	
ln do preço da terra	0,0216		0,0000	
ln do preço dos alimentos	0,0014		0,0000	
Exogeneidade forte	não há		não há	

A série de preços do IPC-FIPE – grupo alimentos foi deflacionada pelo índice IPC-FIPE geral.

A série de preços do IPA-DI gêneros alimentícios foi deflacionada pelo IGP-DI.

As duas séries de preço apresentam RU pelos testes ADF e PP.

A ordem do VAR nos dois casos foi 3, selecionada pelos critérios de informação.

O número de vetores de cointegração pelos teste de Johansen foi 1 para as duas séries.

Os resultados dos testes sobre resíduos apresentam os mesmos resultados qualitativos

que os da série para IPCA.

\* significativo a 1%.

\*\* significativo a 5%.

\*\*\* variável fracamente exógena ao modelo.

Fonte: Elaboração própria.

Este artigo analisou com maior detalhe este argumento. Caso ele fosse válido, 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, deveria haver relação de longo prazo entre as variáveis, de modo que elas teriam 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, ou seja, é o preço da terra quem causa (no sentido de Granger) a produção de cana-de-açúcar. A relação de longo prazo identificada pelo VEC estabelece uma trajetória comum entre essas duas variáveis, mas estatisticamente não significativa. Como o coeficiente de ajustamento de curto prazo para o preço da terra não é estatisticamente diferente de zero, e, com o resultado do teste de causalidade de Granger, conclui-se que o preço da terra é exógeno em relação à produção de cana-de-açúcar e ao preço de alimentos. 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.

A exogeneidade identificada para o preço da terra, no entanto, pode estar comprometida pelo período da amostra (no teste mais amplo, com IPC-FIPE e IPA-DI esse resultado não se manteve) e pelos erros de medida dessa variável.

Especificamente, com relação ao preço de alimentos, conclui-se que há relação de longo prazo entre essa variável e a produção de cana-de-açúcar, mas em sentido inverso ao que seria esperado caso fosse válido o argumento de que a produção de cana-de-açúcar aumenta o preço de alimentos. Esse resultado é robusto caso se modifique a série utilizada para medir o preço de alimentos ao consumidor. O argumento, no entanto, parece válido com relação ao preço de gêneros alimentícios do atacado.

Possivelmente essa diferença (entre preços ao consumidor e preço no atacado) se deva ao fato de que, no atacado, os preços acompanhem mais de perto as decisões de produção, enquanto que os preços ao consumidor dependem também da dinâmica industrial e das inovações tecnológicas, que podem amortecer os efeitos eventuais de realocação do uso da terra.

É provável que a noção 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 de todas as culturas cresce, acompanhando o aumento da demanda por produtos agrícolas, em decorrência do aumento na renda mundial (em especial de países pobres e populosos como China e Índia). É este movimento que pode pressionar o preço da terra – e não o aumento da produção de um único produto. Se isso é verdade, e estudos futuros poderão confirmar, não seria o aumento da produção de cana-de-açúcar a pressionar o preço da terra, mas o aumento da demanda por produtos oriundos do campo e a concorrência dentre estas culturas que faria 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

- Alves, F. J. C. (2006). Por que morrem os cortadores de cana? *Saúde e Sociedade*, 15(3):90–98.
- Alves, F. J. C. (2007). Migração de trabalhadores rurais do Maranhão e Piauí para o corte de cana em São Paulo – Será este um fenômeno casual ou recorrente da estratégia empresarial do Complexo Agroindustrial Canavieiro? In Novaes, R. & Alves, F. J. C., editors, *Migrantes: Trabalho e Trabalhadores no Complexo Agroindustrial Canavieiro – Os Heróis do Agronegócio Brasileiro*, pages 21–54. EDUFSCar, São Carlos.
- Baccarin, J. G., Alves, F. J. C., & Gomes, L. F. C. (2008). Emprego e condições de trabalho dos canavieiros no centro-sul do Brasil, entre 1995 e 2007. In *Anais do XLVI Congresso da Sober*, Rio Branco. Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural.
- Dickey, D. A. & Pantula, S. G. (1987). Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 5(4):18–24.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*. Wiley, New York.
- EPE (2007). Plano nacional de energia 2030. Ministério de Minas e Energia, Brasília.
- FAO (2008). The state of food and agriculture 2008. Biofuels: Prospects, risks and opportunities. Roma.
- Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long run relationships. *Journal of Econometrics*, 60:203–233.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Hoffmann, R. (2006). Segurança alimentar e produção de etanol no Brasil. *Segurança Alimentar e Nutricional*, 13:1–5.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169–209.
- MacKinnon, J. G., Haug, A. A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14:563–577.
- Mendonça, M. L. (2006a). The WTO and the destructive effects of the sugarcane industry in Brazil. Land Research ActiOn Network. Disponível em: <http://www.landaction.org>. Acessado em 01/06/2008.
- Mendonça, M. L. (2006b). The WTO and the devastating impacts of the sugarcane industry in Brazil. Land Research ActiOn Network. Disponível em <http://www.landaction.org>. Acessado em 01/06/2008.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1998). Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, 75:335–346.
- Renewable Fuels Agency (2008). The gallagher review of the indirect effects of biofuels production. London.
- Sims, C. (1980). Macroeconomic and reality. *Econometrica*, 48:1–49.

- Toneto Jr., R. & Liboni, L. B. (2008). Mercado de trabalho da cana-de-açúcar. In *Anais do I Workshop do Observatório do Setor Sucroalcooleiro*, Ribeirão Preto.
- Toneto Jr., R., Palomino, J., & Liboni, L. B. (2008). Estudo da competitividade da indústria paulista: Setor sucroalcooleiro. Nota Técnica 2. Mimeo.