

Expansão da cana-de-açúcar Uma investigação via cópulas¹

Maurício Silva Lacerda²
Julio Cesar Araujo Silva Junior³
Paulo César Emiliano⁴

Resumo – A compreensão das relações entre os mercados de alimentos e de energia ainda é alvo de investigação, e estudos sobre a dependência entre esses mercados são fundamentais para formuladores de políticas públicas, investidores e produtores. O aumento de investimentos nos últimos anos no setor sucroalcooleiro brasileiro pode ter ocasionado movimentos conjuntos entre os preços regionais da cana-de-açúcar e de outras culturas substitutas no uso da terra. O objetivo deste estudo foi analisar a associação entre os movimentos dos retornos dos preços regionais da cana-de-açúcar e das culturas concorrentes no uso da terra em São Paulo, Mato Grosso do Sul e Goiás. Foram utilizados modelos de cópulas bi e trivariadas, avaliando-se os movimentos dos preços mensais da cana-de-açúcar, do boi e da soja de 2004 a 2019. Os resultados mostram que a maior medida de dependência (0,13) ocorreu para o par cana x boi em Goiás. Os demais modelos exibiram medidas de dependência menores e outras não significativas. Isso sugere que o efeito de expansão do plantio de cana do Sudeste para o Centro-Oeste não interferiu, de modo geral, significativamente nos preços dos produtos teoricamente concorrentes no uso de terra.

Palavras-chave: demanda por terras, neutralidade, setor sucroalcooleiro brasileiro.

Sugarcane expansion: an investigation via copulas

Abstract – The relationships between food and energy markets still remain as topics that are not exhausted in the Brazilian literature. Research on the dependency between these markets is essential for public policy makers, investors, and producers. In recent years, the increase of investments in the Brazilian sugar and alcohol sector may have caused joint movements between the regional prices of sugarcane and other substitute crops in land use. The main goal of this study was to analyze the association between the movements of the regional return prices of sugarcane and competing crops in land use, in the states of São Paulo, Mato Grosso do Sul, and Goiás. Bivariate and trivariate copulas were used to evaluate the movements in the monthly prices of sugarcane, cattle, and soybean from 2004 to 2019. The results show that the highest dependence measure (0.13) was found for the pair sugarcane x cattle, in Goiás state. The other models showed some smaller measures of dependence and others that were not significant. This suggests that, in general, the effect of expanding sugarcane

¹ Original recebido em 18/8/2021 e aprovado em 14/12/2021.

² Doutorando em Estatística Aplicada e Biometria. E-mail: mauriciolacerda57@gmail.com

³ Professor do Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (Ibmec). E-mail: julio.econometria@gmail.com

⁴ Professor do Departamento de Estatística da Universidade Federal de Viçosa (DET-UFV). E-mail: paulo.emiliano@ufv.br

plantation from the Southeast to the Midwest regions, in Brazil, did not interfere significantly with the prices of products theoretically competing in land use.

Keywords: demand for land, neutrality, Brazilian sugarcane sector.

Introdução

A produção da cana-de-açúcar no Brasil passou por um processo de expansão e mudanças – legislação, incentivos, demandas, tecnologias –, com destaque para o Estado de São Paulo, o maior produtor nacional (Sant’Anna et al., 2016). Segundo Cherubin et al. (2015), o Brasil é o maior produtor mundial de cana-de-açúcar, responsável por um terço da safra global. Além da soja e do milho, a cana-de-açúcar é a terceira cultura do Brasil em termos de uso da terra (Marin, 2016). No início do século 21, houve expansão da produção dessa commodity para o Centro-Oeste, em especial para Goiás e Mato Grosso do Sul (Granco et al., 2015; Caldas et al., 2018; Vedana et al., 2019).

Outros fatores incentivaram a produção da cana-de-açúcar no Brasil: os elevados preços do petróleo por volta da década de 2000; as crescentes críticas aos combustíveis fósseis; o surgimento dos carros flex em 2003; as mudanças nas políticas públicas (pesquisas das instituições governamentais, assistência ao produtor, regulamentação ambiental, linhas de crédito e redução de impostos); as novas tecnologias para produção de etanol; e a concessão de crédito, além de outros fatores que contribuíram para o aumento da demanda e da produção de bio-combustíveis nacional e globalmente (Dhillon & von Wuehlich, 2013; Nuñez et al., 2013; Goldemberg et al., 2014; Strassburg et al., 2014; Sant’Anna et al., 2016).

O crescimento da produção da cana-de-açúcar no Brasil se deve principalmente à expansão territorial do plantio. No entanto, isso gera demanda por terras e mão de obra, o que pode influenciar a produção de outras culturas na região (Lourenzani & Caldas, 2014). A área plantada na safra 2018/2019 ultrapassou 4,3 milhões, 950 mil e 660 mil hectares em São Paulo,

Goiás e Mato Grosso do Sul, respectivamente, o que possibilitou a produção de mais de 340,8 milhões, 75,8 milhões e 48,6 milhões de toneladas de cana nesses estados, os maiores produtores de etanol do Brasil (Acompanhamento..., 2019).

Um importante motivador da produção são os incentivos do governo, desde empréstimos e redução de impostos até o controle da porcentagem de etanol na gasolina. Segundo Figueira (2020), a concessão de crédito está diretamente ligada à expansão territorial do plantio de cana na região aqui analisada.

O controle do preço dos combustíveis pelo governo foi outro fator que impactou o setor sucroalcooleiro. Popova et al. (2017) analisaram como seria o comportamento dos preços dos combustíveis no País caso eles não fossem controlados em 2011–2015 e concluíram que os preços livres da gasolina teriam efeitos positivos no setor de etanol em São Paulo, tornando a produção mais rentável para os produtores.

Quando o preço internacional do petróleo estava em alta e a gasolina era subsidiada, o preço do etanol precisava também ser mantido baixo, para ser competitivo com a gasolina nas proporções de mercado. Enquanto isso, os custos de produção do etanol subiam 11,5% ao ano (Valdes et al., 2016), com queda da rentabilidade do setor, já que a produção da cana-de-açúcar usa diversos derivados do petróleo, desde o plantio até a moagem e o transporte (Sant’Anna et al., 2016). Ferracioli et al. (2016) concluem que boa parte dos produtores evitam o crédito, por causa da insegurança do setor, impactado quando há controle dos preços dos combustíveis.

A tecnologia é outro fator que incentivou a produção de etanol no Brasil, e ela não se limita apenas aos carros flex, o grande impulsionador da cana no início do século 21. São exemplos da evolução tecnológica que a produção atin-

giu: a chegada de novos utensílios e defensivos agrícolas, as novas espécies de cana-de-açúcar que melhor se adaptaram ao Cerrado, as novas máquinas de plantio e manutenção, além do maquinário empregado na colheita, que hoje gera empregos melhores, com salários mais altos e especializados segundo Defante et al. (2020). Os impactos causados pela redução de empregos na produção da cana-de-açúcar com o advento da tecnologia são discutidos em Gandolfi et al. (2019).

O mercado também desenvolveu novas formas de receita, como a produção de fertilizantes a partir dos resíduos da produção do etanol, a possibilidade de vender créditos de carbono e a produção de energia a partir da queima do bagaço (Neves et al., 2010). Segundo Trombeta & Caixeta Filho (2017), os subprodutos da produção de etanol, antes descartados, hoje se tornaram potenciais matérias-primas à cogeração de energia elétrica e à produção de etanol de segunda geração. Com isso, a energia elétrica gerada da queima das biomassas de cana-de-açúcar tornou-se importante na geração de receitas para as usinas. Araujo & Oliveira (2021) estudaram as possibilidades de uso da vinhaça, um dos piores resíduos da extração do etanol a partir do caldo da cana, mas que pode gerar biogás, eletricidade e crédito de carbono com suporte de biodigestores. Lemos et al. (2019) apontam o potencial e as alternativas acerca da geração de energia a partir do palhicho da cana-de-açúcar, com resultados que dão suporte à proposição de políticas públicas que incentivem esse tipo de processo.

A preocupação com o meio ambiente é outro fator que gera impactos na produção do etanol, de forma direta e indireta. O etanol é menos poluente que a gasolina, o que incentiva muitos consumidores a optar por ele, principalmente quando ambos estão na mesma condição de rendimento. Sant'Anna et al. (2016) citam a regra pela qual o etanol é mais vantajoso quando custar até 70% do preço da gasolina.

A junção da tecnologia com a preocupação com o meio ambiente gera desafios, mas

produz também bons resultados na produção da cana-de-açúcar. Em um estudo que analisou a qualidade do ar depois da implantação da colheita mecanizada, Saiani & Perosa (2016) encontraram resultados que sugerem uma relação negativa e significativa entre a mecanização e as internações por problemas respiratórios, evidenciando assim o impacto positivo da mecanização da colheita sobre a saúde respiratória da população, além da geração de empregos qualificados e mais bem remunerados.

No entanto, a crescente produção de etanol envolve outros fatores preocupantes, como as questões ligadas à segurança alimentar e ao desmatamento. Com os incentivos à produção de etanol, a cana-de-açúcar vem ocupando o lugar da soja e de outros cultivos no uso da terra, o que causa competição por espaço para plantio. Segundo Hausman (2012), onde a produção de biocombustíveis compete com a cultura alimentar, pode haver aumento dos preços dos alimentos. Segundo Valdes et al. (2016), essa substituição de culturas impacta a oferta dos produtos e causa aumento dos preços.

Os incentivos que tornam a cana-de-açúcar mais interessante do que a soja e o boi em São Paulo e principalmente em Goiás e Mato Grosso do Sul precisam ser avaliados com cuidado. Eles podem gerar impactos nas ofertas de soja e carne bovina, que, ao perderem espaço nesses estados, deslocam-se para o Norte do País e causam desmatamento (Walker et al., 2009; McManus et al., 2016; Sant'Anna et al., 2016). Para Souza et al. (2007) e Forest et al. (2014), devemos nos preocupar com os efeitos da expansão da cana-de-açúcar nas novas regiões, mas, concluem os autores, até o momento não há motivo para alarme.

O Zoneamento Agroecológico da cana-de-açúcar (ZAE Cana), criado em 2009 (Brasil, 2009) e extinto em 2019 (Brasil, 2019), foi responsável por incentivar e direcionar a expansão da cana-de-açúcar no Brasil (Barros, 2014). Esse mapeamento indicou os estados e regiões mais adequados para a produção da cana-de-açúcar, levando-se em consideração o clima, o relevo

e aspectos sociais e econômicos, entre outros (Manzatto et al., 2009). O ZAE Cana apontou que São Paulo, Goiás e Mato Grosso do Sul possuem, respectivamente, 10,6; 12,5 e 10,8 milhões de hectares de áreas aptas para o plantio da cana e colocou esses estados entre aqueles com mais terras propícias para tal cultivo, o que poderia justificar, em parte, a expansão da produção nesses lugares. A produção de etanol, ao se expandir para São Paulo, Goiás e Mato Grosso do Sul, pode estar tomando o lugar da soja e do boi gordo, que são as commodities de maior produção nesses estados (Martinelle & Filoso, 2008; Sano et al., 2010; Ferreira et al., 2013, 2016; Granco et al., 2015).

O objetivo deste artigo foi analisar o comportamento dos movimentos conjuntos dos preços da cana-de-açúcar, da soja e do boi gordo nessas regiões, onde pode haver competição pelo uso das terras com a produção intensificada de uma nova commodity. O estudo regional permite identificar se a expansão da produção de cana desloca as outras produções tradicionais da região, medidas por variações nos preços. Para isso, faz-se o uso de cópulas bi e trivariadas, com distribuições marginais calculadas por modelos Arma-Garch, e de dados mensais dos preços dos produtos de 2004 até 2019. Estudos regionais que medem estruturas de dependência via cópulas ainda não foram identificados na literatura para a região e os produtos aqui abordados, e é essa lacuna que se pretende preencher com este trabalho.

Ao identificar se há neutralidade ou dependência entre os mercados de produção de energia e alimento, espera-se contribuir com informações úteis à elaboração de políticas públicas para esses setores. Além disso, o estudo pode servir de base para orientar o produtor acerca dos movimentos conjuntos dos preços das variáveis investigadas.

Com relação às políticas públicas e à produção agrícola no Brasil, Belik (2015) defende que é necessária uma política de aumento de renda rural de forma sustentável em termos eco-

nômicos, sociais e ambientais, com enfoque na desigualdade. Para esse autor, o reconhecimento do caráter heterogêneo do campo no Brasil e a adaptação de programas para as diferentes realidades são o caminho mais seguro para a promoção do desenvolvimento rural (Belik, 2015).

Energia e alimento

Estudos que investigam fontes de energia e as comparam com a produção agrícola de biocombustíveis e alimento são recentes e estão em destaque na literatura. São exemplos: Kaltalioglu & Soytaş (2009), Chen et al. (2010), Mueller et al. (2011), Mutuc et al. (2011), Nazlioglu & Soytaş (2011), Goldemberg et al. (2014), Lourenzani & Caldas (2014) e Gilio & Moraes (2016). Essas investigações estão relacionadas a fatores como a obtenção de combustíveis menos poluentes e de menores custos relativos de produção e operação do que os de origem fóssil, o que poderia garantir a produção de energia e manter a segurança alimentar.

A expansão da cana-de-açúcar para os três estados citados é um desafio, principalmente no Centro-Oeste (Granco et al., 2018b). Além de serem estados tradicionais produtores de alimentos – soja e boi, por exemplo⁵ –, a construção de uma usina demanda muito tempo e investimento. Segundo Manoel et al. (2018), uma usina com capacidade de esmagamento de três milhões de toneladas de cana por ano exige investimento inicial de cerca de US\$ 400 milhões, mas a geração de caixa começa apenas dois anos depois do investimento. Mesmo assim, segundo Granco et al. (2018b), surgiram 80 usinas do setor sucroalcooleiro no Brasil em 2006–2012, a maioria delas naqueles três estados.

Conforme Acompanhamento... (2019), na safra 2019/2020 São Paulo, Goiás e Mato Grosso do Sul responderam, juntos, por 70% da produção de etanol do País. Além dos altos investimentos, a produção de cana-de-açúcar exige rápido processamento, fazendo com que a usina

⁵ Ver Rada (2013).

dependa de matéria-prima por perto. Neves et al. (1998) e Capaz et al. (2013) recomendam que as usinas se situem de 45 km a 50 km da produção.

Outra preocupação do cultivo da cana-de-açúcar no Brasil está ligada aos ganhos de produtividade. Bernardo et al. (2019) mostram que em 1990–2014 os ganhos de produtividade da cana foram inferiores aos do boi, milho e soja no mesmo período. Figueira (2020) não constatou impacto do crédito rural sobre ganhos de produtividade da cana-de-açúcar – encontrou relação só com a ampliação territorial da produção.

É evidente a mudança na produção desses três estados depois da chegada das usinas. Segundo Adami et al. (2012), da área total de cana incorporada em São Paulo desde 2005 e no restante do Centro-Sul desde 2007, 69,7% foram de pastagem e 25,0%, de safra anual. Com imagens de satélites, Nassar et al. (2008) observaram que em 2006/2007 e 2008/2009 a expansão da cana-de-açúcar ocorreu deste modo: 51% em pastagens, 48% em culturas anuais ou perenes e 1% em floresta cultivada ou natural.

Pesquisas que tratam os dados para os mercados brasileiros, em específico para a região produtora de cana para fins energéticos, estão interessadas geralmente em analisar os motivos que levaram a produção para certa região e os impactos causados na produção alimentar local, como em Adami et al. (2012), Hausman (2012), Caldas et al. (2018) e Granco et al. (2018a). A estrutura de dependência entre esses mercados foi analisada por Resende & Cândido (2015) – na verdade, a dependência entre o setor sucroalcooleiro e os preços do petróleo, o câmbio e o mercado acionário, não se atentando ao mercado de alimento.

Fundamentação teórica, metodologia e dados

Para calcular a dependência entre duas ou mais variáveis aleatórias, é necessário conhecer

sua distribuição conjunta, trabalho que se tornou mais fácil com o uso de modelos de cópulas. Seu emprego é vantajoso porque trata-se de uma metodologia eficiente para a obtenção de distribuições conjuntas e, conseqüentemente, para a extração de medidas de dependência.

As cópulas podem ser estimadas por um processo que envolve duas etapas: primeiro, faz-se a estimação dos modelos marginais; depois, ajustam-se as cópulas aos resíduos padronizados dos modelos da primeira etapa⁶. Os modelos utilizados para o cálculo das distribuições marginais, dos log retornos, foram os autorregressivos de médias móveis (Arma) com heteroscedasticidade condicional autorregressiva generalizada (Garch), cujos erros seguem uma distribuição normal padrão ou *t* de Student assimétrica, escolhidos de acordo com sua capacidade de captar melhor o padrão serial.

Assim, foram adotadas estas etapas de estimação das cópulas: estimações das distribuições marginais, com modelos $Arma(m,n) - Garch(p,q)$ e estimação das cópulas gaussiana, *t* de Student, de Clayton, de Gumbel e de Joe. Todas foram posteriormente avaliadas pelo teste de bondade de ajuste para cópulas⁷.

Dados

As séries históricas utilizadas neste estudo são os preços mensais do boi gordo e da soja, disponíveis no Ipeadata (Ipea, 2019), para São Paulo, Goiás e Mato Grosso do Sul, que são comparados com o preço da cana-de-açúcar, disponível na Udop (2019), no mesmo período, de março de 2004 a setembro de 2019, totalizando 187 observações. Para o preço da cana, utilizou-se, para comparação, a série para São Paulo, pois não há registros para os outros estados. Os dados sofreram uma transformação de diferença logarítmica, para atender condições de estacionariedade, e nos modelos de distribuição marginais foram em-

⁶ Para mais detalhes, ver Nelsen (2006).

⁷ Mais detalhes sobre o teste podem ser obtidos em Genest et al. (2009).

pregados os resultados dos log retornos mensais das séries de preços das commodities.

Optou-se por adotar o preço pago pela cana no campo por se considerar que ele é o que mais se aproxima dos preços do boi gordo e da soja – o preço do etanol acabaria sendo contaminado pelos custos de transporte e produção. Já o uso do preço das commodities para comparação decorre do fato de se acreditar que o preço pago ao produtor é o maior incentivador para o plantio de uma cultura e por ser um fator de mais fácil mensuração quando se analisam três estados. Fatores como disponibilidade e custo de mão de obra também podem ser levados em consideração na hora da escolha para produzir determinada cultura, mas tais medidas são mais complexas e subjetivas.

Modelo para distribuições marginais

O modelo $Arma(m,n) - Garch(p,q)$ para distribuição marginal no processo de estimação das cópulas pode ser descrito por

$$r_t^b = \delta_0 + \sum_{i=1}^m \psi_i r_{t-i}^b + a_t - \sum_{j=1}^n \Theta_j a_{t-j} \quad (1)$$

$$a_t = \sigma_t \epsilon_t \quad (2)$$

com

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{k=1}^p \alpha_k a_{t-k}^2 + \sum_{l=1}^q \beta_l \sigma_{t-l}^2 \quad (3)$$

em que r_t^b é o retorno do ativo b (boi, cana ou soja) no período t , δ_0 é a média, a_t é o resíduo do modelo, e ψ_i e Θ_j são os parâmetros do modelos Arma; $\omega > 0$ é a média do processo de volatilidade e α_k e $\beta_l \geq 0$ são os parâmetros do modelos Garch, para $k = 1, \dots, p$; $l = 1, \dots, q$; e $\epsilon_t \stackrel{iid}{\sim} D(0,1)$, com $t = 1, \dots, T$; $D(\cdot)$ representa uma função densidade de probabilidade (f.d.p.) qualquer, e ϵ_t

são observações independentes e identicamente distribuídas, também chamadas de ruído branco.

Cópulas

De acordo com Nelsen (2006), cópulas são funções de distribuição multivariadas, cujas marginais são uniformes no intervalo $[0,1]$, que unem ou copulam funções de distribuições acumuladas às suas funções de distribuição conjunta. O teorema Sklar (1959) liga a definição de cópula com uma função de distribuição n -dimensional e suas distribuições marginais⁸. De acordo com o teorema, para variáveis aleatórias Y_1, \dots, Y_n com marginais F_1, \dots, F_n e F a função de distribuição conjunta, existe uma n – cópula C tal que, para todo y em R^n ,

$$F(y) = C(F_1(y_1), \dots, F_n(y_n)) \quad (4)$$

Se as marginais F_1, \dots, F_n são contínuas, C é unicamente definida. Se C é uma n – cópula, então a função F definida acima é uma distribuição conjunta com n marginais F_1, \dots, F_n .

Um imediato corolário do teorema de Sklar é

$$C(u_1, \dots, u_n) = F(F_1^{-1}(u_1), \dots, F_n^{-1}(u_n)) \quad (5)$$

em que $F_1^{-1}, \dots, F_n^{-1}$ são quase-inversas de F_1, \dots, F_n , dadas por $F_j^{-1}(u_j) = F_j(y)$.

Os parâmetros de uma cópula podem ser estimados a partir de formas funcionais paramétricas. De modo geral, eles expressam medidas de associação entre duas variáveis aleatórias. A estimação das cópulas, a partir das marginais, pode ser via máxima verossimilhança ou pseudomáxima verossimilhança. Este segundo método é utilizado nos casos em que a matriz hessiana, utilizada na maximização da função log verossimilhança, não é invertível⁹. As famílias de cópulas paramétricas mais empregadas em

⁸ Ver Nelsen (2006) para informações sobre C – volume e detalhes sobre cópulas.

⁹ Para mais detalhes, ver Genest et al. (1995).

trabalhos da área são: Gaussiana, *t* de Student, Gumbel, Clayton e Joe-Clayton simetrizada (SJC).

Dadas duas marginais u e v com distribuição uniforme no intervalo $(0,1)$, pode-se definir algumas famílias de cópulas bivariadas: cópula gaussiana (6), *t* de Student (7), Clayton (8), Gumbel (9) e Joe-Clayton simetrizada (10):

$$C_G(u,v;\rho) = \Phi_\rho(\phi_\rho^{-1}(u), \phi_\rho^{-1}(v)) \quad (6)$$

$$C_T(u,v;\rho,\kappa) = T_{\rho,\kappa}(t_{\rho,\kappa}^{-1}(u), t_{\rho,\kappa}^{-1}(v)) \quad (7)$$

$$C_C(u,v;\alpha) = \frac{\max(u^\alpha + v^\alpha - 1, 0)^{1/\alpha}}{\alpha} \quad (8)$$

$$C_G(u,v;\delta) = \exp(-((-\ln u)^\delta + (-\ln v)^\delta)^{1/\delta}) \quad (9)$$

$$C_{SJC}(u,v;\lambda_U, \lambda_L) = 0,5(C_{JC}(u,v;\lambda_U, \lambda_L) + C_{JC}(1-u, 1-v;\lambda_U, \lambda_L) + u + v - 1) \quad (10)$$

em que Φ é a acumulada da distribuição normal padrão bivariada; ϕ é a função densidade de probabilidade da normal padrão; T é a distribuição *t* de Student acumulada bivariada; t é a função densidade de probabilidade da distribuição *t* de Student; e C_{JC} é a cópula de Joe-Clayton¹⁰. Nelsen (2006) descreve com mais detalhes essas e outras funções de cópulas, bem como suas extensões até n dimensões.

O uso desses modelos de cópulas (equações 6,...,10) em estudos de dependências entre séries temporais é diverso. Para Nelsen (2006), as cópulas são invariantes a transformações crescentes e fornecem informações tanto das quantidades de dependência quanto da própria estrutura de dependência (simétrica, assimétrica, cauda superior e inferior), além de sua facilidade em obter a distribuição conjunta entre duas ou mais variáveis aleatórias.

¹⁰ $C_{JC}(u,v;\lambda_U, \lambda_L) = 1 - (1 - \{[1 - (1 - u)^{\lambda_U}]^{\lambda_L} + [1 - (1 - v)^{\lambda_L}]^{\lambda_U} - 1\}^{-1/\lambda_U})^{1/\lambda_L}$.

¹¹ Para mais informações, ver Nelsen (2006).

Medidas de dependência

Embrechts et al. (2002) afirmam que a medida tradicional de interdependência, o coeficiente de correlação de Pearson, indica a média dos desvios das médias dos retornos, não captando de forma distinta os grandes e pequenos movimentos do mercado. Com isso, alguns autores – como Breymann et al. (2003); Patton (2006); Ning (2010); Aloui et al. (2011); Chollete et al. (2011) e Reboredo (2012) – têm utilizado, para a análise via famílias de cópulas, diversas estruturas de dependência – simétrica, assimétrica de caudas superior e inferior, por exemplo.

Conforme a natureza do problema, muitas medidas de dependência de cópulas podem ser obtidas a partir das famílias escolhidas, inclusive uma representação de independência pode ser expressa¹¹. Por exemplo, para n variáveis aleatórias independentes,

$$C(u) = \prod_{j=1}^n u_j \quad (11)$$

para $u = (u_1, \dots, u_n) \in [0,1]^n$.

Resultados e discussão

A Figura 1 mostra que as séries históricas dos preços de soja, cana-de-açúcar e boi gordo, para Goiás, Mato Grosso do Sul e São Paulo exibem valores crescentes ao longo do tempo. Na Figura 2, dos gráficos dos log retornos das séries, nota-se uma evolução parecida dos preços das três commodities, com exceção de alguns períodos. Porém, uma análise meramente visual não é suficiente para conclusões acerca de um movimento conjunto ou independente.

A Tabela 1 mostra a análise descritiva dos log retornos das séries históricas dos preços da soja, do boi e da cana para os três estados. Nota-se

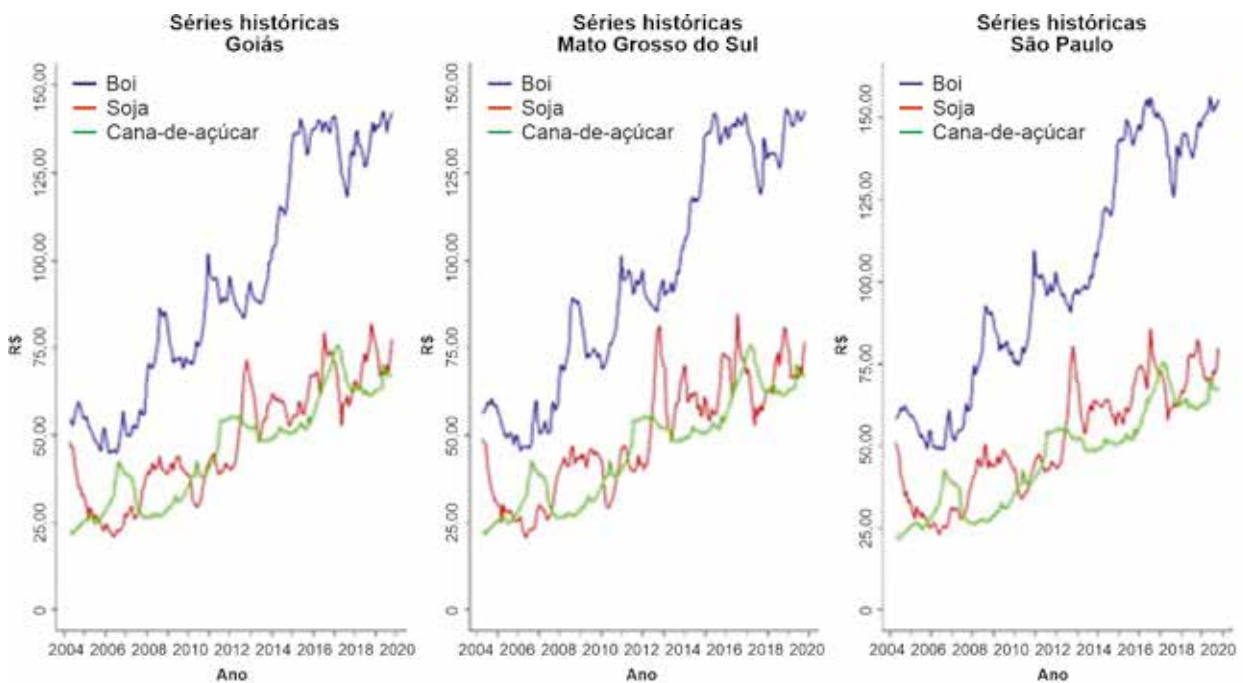


Figura 1. Preços do boi, soja e cana-de-açúcar em Goiás, Mato Grosso do Sul e São Paulo em 2004–2020.

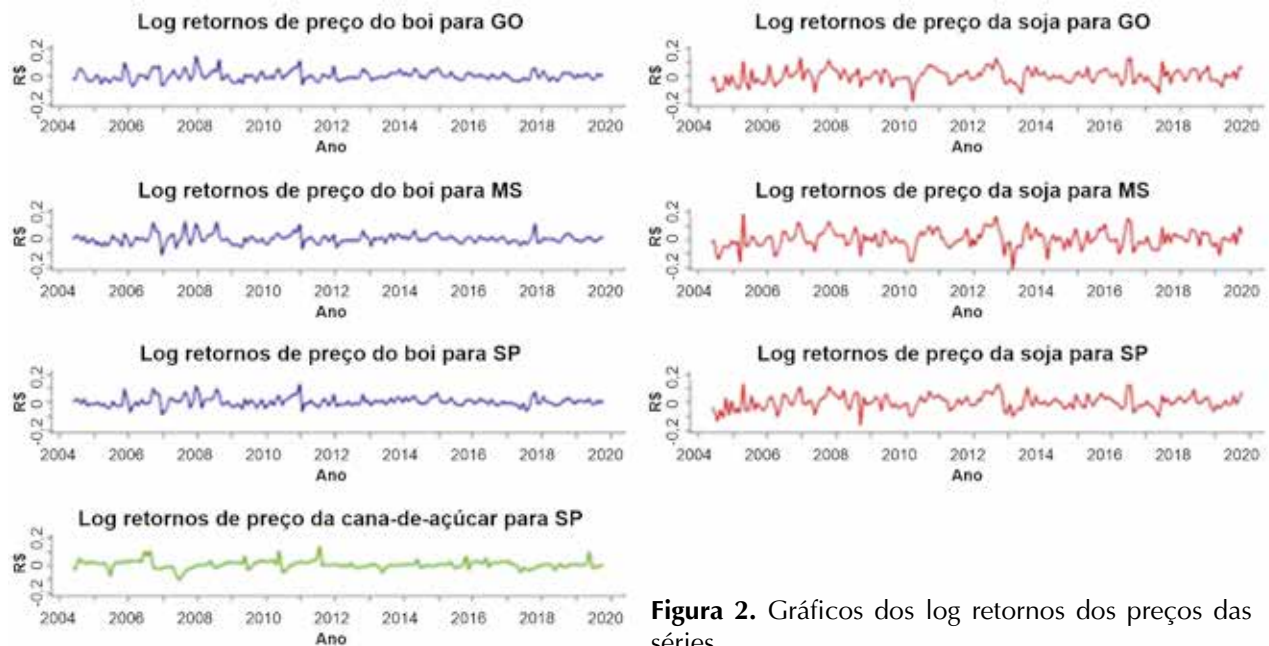


Figura 2. Gráficos dos log retornos dos preços das séries.

que as médias são todas positivas, e o maior valor para a cana-de-açúcar revela que esse produto foi o de maior valorização média no período estudado. No entanto, todas as médias são baixas se comparadas com os respectivos

desvios, o que sugere resultados muito voláteis. Para confirmar tal afirmação, aplicou-se o teste ARCH-LM (Engle, 1982), que exibiu significância para todas as séries, exceto para soja em Goiás, o que indica que há efeito Arch (Garch) nas séries.

Tabela 1. Estatística descritiva dos log retornos dos preços do boi, soja, e cana-de-açúcar em São Paulo, Goiás e Mato Grosso do Sul.

	Soja GO	Soja SP	Soja MS	Boi GO	Boi SP	Boi MS	Cana SP
Média	0,0025	0,0024	0,0024	0,0052	0,0053	0,0050	0,0059
Min	-0,1739	-0,1593	-0,2070	-0,0710	-0,0844	-0,1130	-0,1043
Max	0,1347	0,1348	0,1850	0,1422	0,1340	0,1291	0,1357
DP	0,0531	0,0520	0,0644	0,0341	0,0332	0,0350	0,0300
Ass	-0,0748	0,0088	-0,1621	0,8850	0,7996	0,7730	0,5452
Curt	3,2361	3,2420	3,5307	4,6175	4,9712	5,6946	3,8278
JB	0,6058	0,4561	2,9971	44,5540*	49,9360*	74,7950*	127,3500*
Q(36)	84,413 *	71,1400*	105,8000*	75,3900*	51,3990*	65,8760*	93,9050*
LM	18,0200	20,7900*	20,9400*	25,1600*	30,7900*	26,4100*	36,3100*
ADF	-7,8188*	-8,0784*	-7,7399*	-9,2797*	-9,2045*	-9,1907*	-6,2456*
PP	-9,7624*	-9,9293*	-9,5854*	-9,4180*	-10,7420*	-10,0250*	-9,4308*
KPSS	0,1626	0,1547	0,1040	0,0628	0,0669	0,0660	0,0874

Notas: Min = mínimo; Max = máximo; DP = desvio padrão; Ass = Assimetria; Curt = Curtose; JB = teste de Jarque & Bera (1987); LM = teste do multiplicador de Lagrange, Engle (1982) com 12 defasagens; ADF = teste de Dickey & Fuller (1979); PP = teste Phillips & Perron (1988); KPSS = teste de Kwiatkowski et al. (1992); $Q(k)$ = estatística de Ljung & Box (1978), com k defasagens. * indica rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância.

As medidas de curtose apresentaram valores próximos de 3 nas séries de soja, o que sugerem normalidade, resultado confirmado pelo teste de Phillips & Perron (1988). Para as demais séries, os valores são distantes de 3, o que sugere caudas pesadas, comum em séries de preços de commodities. Valores positivos de assimetria sugerem probabilidade de altas mais pronunciadas, exceto a soja em Goiás e Mato Grosso do Sul, onde o comportamento se relaciona com perdas.

Diante dos resultados, aplicou-se o teste de Jarque-Bera (1987) para examinar a normalidade. Nas séries em que o teste rejeitou a hipótese de normalidade, foram utilizadas a distribuição t de Student assimétrica na estimativa das marginais; naquelas em que a hipótese não foi rejeitada, foram utilizadas a distribuição normal padrão no modelo Arma-Garch. A estatística do teste de Ljung-Box (Ljung & Box, 1978) indicou correlação serial para todas as séries. O teste LM-ARCH do multiplicador de Lagrange para a estrutura Garch rejeitou a hipótese de nulidade, apontando que há uma estrutura do tipo Garch nas séries, exceto para a soja em Goiás. Os testes de Dickey & Fuller (1979), Phillips & Perron (1988) e

Kwiatkowski et al. (1992) foram empregados para examinar a presença de raiz unitária, e todas as séries se mostraram estacionárias.

Os modelos marginais, $Arma(m,n) - Garch(p,q)$, foram selecionados com base nos critérios de informação de Akaike (1974) e bayesiano (Schwarz, 1978). Além disso, a seleção da especificação desses modelos levou em conta as condições necessárias para o passo posterior de estimação das cópulas. Os modelos selecionados foram, então, avaliados pelo teste de Ljung-Box, aplicado aos resíduos, para verificar a existência de dependência serial. Posteriormente, os parâmetros m , n , p e q do modelo $Arma(m,n) - Garch(p,q)$ selecionados foram estimados pelo método da máxima verossimilhança condicional.

A Tabela 2 mostra as estimativas dos parâmetros dos modelos marginais. As ordens desses modelos foram selecionadas após combinações de 0 a 2 para m , n , p e q . As séries de soja para os três estados foram ajustadas com o uso da normal padrão como distribuição dos resíduos, enquanto para as demais séries foi utilizada uma t de Student assimétrica. A escolha dessas distri-

Tabela 2. Resultados do ajuste dos modelos (Arma-Garch) para os log retornos.

	Soja GO [#]	Soja SP [#]	Soja MS [#]	Boi GO	Boi SP	Boi MS	Cana SP
Especificação Arma							
δ_0	0,0025 (0,0036)	0,0012 (0,0039)	0,0020 (0,0059)	0,0037 (0,0022)	0,0045 (0,0024)	0,0029 (0,0022)	0,0039* (0,0039)
ψ_1	0,3291* (0,0738)	- (-)	- (-)	0,2939* (0,0936)	- (-)	0,2717* (0,0654)	0,6991* (0,0409)
Θ_1	- (-)	- (-)	0,3375* (0,0699)	- (-)	- (-)	- (-)	- (-)
Especificação Garch							
ω	0,0021* (0,0003)	0,0019* (0,0003)	0,0032* (0,0004)	0,0002 (0,0001)	0,0008* (0,0002)	0,0001 (0,0003)	0,0002* (0,0001)
α_1	0,1448 (0,1040)	0,3115* (0,1450)	0,1212 (0,0731)	0,0836 (0,0764)	0,3575* (0,1653)	0,0380 (0,0354)	0,9999* (0,3485)
β_1	- (-)	- (-)	- (-)	0,8883* (0,0936)	- (-)	0,9471* (0,0504)	- (-)
Skew	- (-)	- (-)	- (-)	1,3780* (0,2719)	1,3872* (0,1442)	1,0660* (0,130)	1,0448* (0,0760)
Shape	- (-)	- (-)	- (-)	8,8130 (6,1180)	4,4861* (1,4309)	3,9900* (1,0940)	2,4168* (0,1755)
Teste							
Q(20)	10,3997 [0,9603]	15,8657 [0,7249]	18,3288 [0,5657]	21,6798 [0,3581]	23,5308 [0,2635]	24,1895 [0,2342]	20,9954 [0,3974]
Q ² (20)	10,3997 [0,9603]	15,8657 [0,7249]	18,3288 [0,5657]	34,7286 [0,0216]	23,5308 [0,2635]	18,3288 [0,5657]	20,9954 [0,3974]
LM ARCH	6,1089 [0,9105]	10,1826 [0,5999]	17,8313 [0,1209]	20,3730 [0,0604]	11,6431 [0,4747]	15,6503 [0,2078]	15,2156 [0,2299]
KS	0,0439 [0,8655]	0,0409 [0,9143]	0,0582 [0,5551]	0,0390 [0,9395]	0,0591 [0,5341]	0,0441 [0,8618]	0,0781 [0,2061]

Notas: #indica Arma-Garch considerando distribuição normal; * indica rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância; valores entre parênteses indicam erros padrão; skew e shape são assimetria e forma, respectivamente; valores entre colchetes indicam o valor *p* para cada teste; $Q(k)$ = estatística de Ljung & Box (1978), com *k* defasagens; $Q^2(k)$ = estatística de Ljung & Box (1978), com *k* defasagens para correlação da variância; LM ARCH = teste multiplicador de Lagrange; KS = teste de Kolmogorov-Smirnov.

buições foi feita com base no resultado do teste de Jarque-Bera (Tabela 1).

Para o teste de Ljung-Box aplicado aos quadrados dos resíduos, com *lag* até 20, o valor *p* acima de 0,05 indica que os modelos selecionados estão especificados de forma adequada para descrever a dependência linear entre os retornos. No teste LM-ARCH, que verifica o efeito do modelo $Garch(m,n)$ nos resíduos até a 20^ª ordem, a hipótese de nulidade foi não

rejeitada, indicando que não há efeito ARCH nos resíduos. Dito de outra forma, os modelos da classe $Garch(m,n)$ selecionados captaram os movimentos da volatilidade das séries. Para cumprir os requisitos de estimação das cópulas, foi feita uma padronização nos resíduos dos modelos $Arma(m,n) - Garch(p,q)$. O teste KS¹² de Kolmogorov-Smirnov foi aplicado aos resíduos padronizados e indicou aderência à distribuição uniforme (Tabela 2).

¹² Mais detalhes em Conover (1971).

Cópuas bivariadas

A Tabela 3 mostra as estimativas para os parâmetros das cópuas¹³ para cada par de séries. Os valores de AIC destacados indicam o menor (melhor) valor entre os modelos de cópuas de um mesmo par e representam as cópuas selecionadas em cada caso. Tanto a forma de seleção, por meio do AIC, quanto os resultados não

significativos dos parâmetros indicam, exceto para “cana × boi GO”, uma relação de neutralidade entre mercados de energia e alimentos nas regiões avaliadas. Embora as cópuas se mostrem bem ajustadas, a independência é confirmada com o valor igual a 1 estimado para os parâmetros das cópuas Gumbel, bem como os demais parâmetros das famílias ajustadas. Com $\delta = 1$ para essas cópuas, isso sugere independência

Tabela 3. Resultados das cópuas bivariadas.

Cópuła	Cana × Soja GO	Cana × Soja SP	Cana × Soja MS	Cana × Boi GO	Cana × Boi SP	Cana × Boi MS
Gaussiana						
ρ	0,0646 (0,0700)	-0,0091 (0,0710)	0,0109 (0,0710)	0,2059* (0,0670)	0,0902 (0,0680)	0,0897 (0,0690)
AIC	1,1630	1,9832	1,9761	-6,5979	0,2933	0,3463
t de Student						
ρ	0,0639 (0,0770)	-0,0049 (0,0770)	0,0109 (0,0710)	0,2054* (0,0670)	0,0898 (0,0690)	0,0898 (0,0690)
κ	14,1654 (13,2800)	14,0031 (13,5210)	7.331,0000* (34,3840)	8.242,284* (38,4420)	107,4397 (442,3200)	7.117,0000 (76,8850)
AIC	1,8229	2,7516	3,9791	-4,5935	2,2639	2,3485
Clayton						
α	0,1300 (0,08100)	0,0662 (0,0750)	0,0241 (0,0770)	0,2830* (0,1020)	0,0965 (0,0770)	0,1196 (0,0860)
AIC	-1,5470	1,3017	2,5724	-3,0224	0,0828	0,8828
Gumbel						
δ	1,0000* (0,0450)	1,0000* (0,0470)	1,0030* (0,0370)	1,0810* (0,0530)	1,0080* (0,0450)	1,0000* (0,0510)
AIC	2,0000	2,0001	1,9950	-0,7746	1,9645	2,0000
Joe						
α	1,0000* (0,0670)	1,0000* (0,0710)	1,0050* (0,0490)	1,056* (0,0710)	1,0000* (0,0680)	1,0000* (0,0760)
AIC	2,0000	2,0001	1,9892	1,2989	2,0000	2,0000
SJC						
τ	0,0600	0,0300	0,0000	0,0900	0,0500	0,0400
λ_U	0,0000	0,0000	0,0100	0	0,0000	0,0000
λ_L	0,0000	0,0000	0,0000	0,0300	0,0000	0,0000
AIC	6,9500	3,3500	4,0100	-1,6900	2,1100	2,7300

Notas: valores entre parênteses representam os erros padrão; os parâmetros das cópuas foram estimados via máxima verossimilhança e, em alguns casos, por pseudomáxima verossimilhança (cópuas Gumbel e Joe para Cana × soja GO e SP e cópuła Joe para Cana × Boi SP); * indica significância ao nível de 5%.

¹³ Cópuas estimadas pela função $fitCopula\{Copula\}$ do software R 4.0.2 (R Core Team, 2020).

entre variáveis, pois se $\delta = 1$ na equação 9, então recai-se no caso da equação 11.

Uma causa possível para esses resultados de independência pode ser o aumento de produtividade de terras, como evidenciado por Adami et al. (2012). Os autores afirmam que embora a soja e as pastagens venham sendo convertidas em plantações de cana-de-açúcar, essas culturas têm apresentado ganho elevado de produtividade. Mas esses resultados podem sugerir também que no Brasil, regionalmente, os comovimentos entre (bio)energia e alimentos são independentes, como mostrado em outros estudos internacionais, como Mueller et al. (2011) e Reboredo (2012).

Embora tais produtos concorram pelo uso das terras, a produção de boi e soja, que vem perdendo espaço para a cana-de-açúcar, está se valendo de tecnologias para elevar a produtividade. Segundo o IBGE (2011), em São Paulo a capacidade de produção de gado passou de 1,00 cabeça por hectare em 1975 para 1,85 cabeça por hectare em 2006 e, embora a área de pastagem tenha sido significativamente reduzida em 4,4 milhões de hectares, o rebanho bovino cresceu 1,4 milhão de cabeças.

Além disso, o Centro-Sul experimentou tanto uma perda de 24,1 milhões de hectares de pastagens quanto um aumento de 45,3 milhões de cabeças de gado apenas elevando a capacidade de produção de 0,58 para 1,23 cabeças por hectare em 1975–2006, e isso pode justificar a independência entre os preços das commodities, mesmo elas competindo por terras. Conforme Macedo (2006) e Nassar (2009), a intensificação do uso da terra de pastagem, por causa do aumento da eficiência da pecuária, liberou terras para a produção agrícola.

Se a produtividade das outras commodities não forem suficientes para liberar terras, a expansão da cana-de-açúcar poderia levar,

indiretamente, ao desmatamento na região¹⁴. Contudo, essa possível associação não foi avaliada neste estudo.

Outro fator que dificulta uma resposta rápida à oscilação dos preços do mercado é o processo de produção da cana-de-açúcar, que exige pensamento de longo prazo e de exclusividade de produção. Moraes & Zilberman (2014) e Khanna et al. (2017) afirmam que a natureza perene da cana-de-açúcar implica um compromisso mínimo de produção de cinco anos. Granco et al. (2018a) apontam alguns fatores que dificultam essa transformação: ciclo de produção de longo prazo, sendo economicamente viável por seis safras (Goldemberg, 2006; Sant'Anna et al., 2015); crescimento em um sistema soca (a planta produz novamente depois do corte) (Nogueira et al., 2013); e uso de maquinário especialmente projetado para a cana, o que reduz a capacidade dos agricultores de produzirem outras culturas (Coelho et al., 2006; Van Den Wall Bake et al., 2009; Aguiar et al., 2011). Segundo Defante et al. (2020), esse cultivo de longo prazo fez com que o setor sucroalcooleiro não sofresse tantos impactos nas crises de 2008 e 2014, pois, por causa dos compromissos de produção, diversos empregos foram mantidos.

Por fim, foi aplicado um teste para a qualidade do ajuste¹⁵, que consiste em comparar uma cópula empírica com uma estimativa paramétrica. Os resultados revelaram que todos os modelos escolhidos pelo critério de AIC se mostraram significativos para um bom ajuste (p maior do que 0,05). Os valores de p para a estatística desse teste foram ajustados por meio de *bootstrap* paramétrico¹⁶.

Cópuas trivariadas

A Tabela 4 mostra os resultados das cópulas trivariadas. O mesmo teste para ajuste de cópulas foi aplicado e resultou em significância

¹⁴ Ver Martinelli & Filoso (2008).

¹⁵ Mais detalhes em Genest & Rémillard (2008) e Genest et al. (2009).

¹⁶ Teste realizado pela função *gofCopula* do pacote *copula* do software R, versão 4.0.2 (R Core Team, 2020), ver Genest et al. (2009).

Tabela 4. Resultados das cópulas trivariadas.

Cópula	Cana – Boi – Soja GO	Cana – Boi – Soja MS	Cana – Boi – Soja SP
Gaussiana			
ρ	0,1002* (0,0610)	0,0751* (0,0430)	0,0430* (0,0420)
AIC	-3,5518	-1,2104	0,9106
t de Student			
ρ	0,1014* (0,0460)	0,0751* (NA)	0,0436* (0,0440)
κ	47,4984 (81,5500)	1.336,2145 (NA)	30,4402 (36,4970)
AIC	-1,9242	0,7939	2,1442
Clayton			
α	0,1252* (0,0520)	0,03247* (0,0400)	0,0579* (0,0450)
AIC	-5,9906	1,2484	-0,0541
Gumbel			
δ	1,0350* (0,0300)	1,019* (0,0290)	1,0000* (0,0310)
AIC	0,8855	1,5244	2,000
SJC			
τ	1,001* (0,1100)	1,0200* (0,0900)	1,0300* (0,0700)
λ_U	0,0001	0,0300	0,0400
λ_L	0,0000	0,0000	0,0000
AIC	3,1500	2,5600	3,7100

para todas as cópulas estimadas. As cópulas de menor AIC foram escolhidas: Clayton para Goiás e São Paulo e gaussiana para Mato Grosso do Sul. As medidas de dependência estimadas com base nessas cópulas foram $\tau = 0,0589$; $\tau = 0,0159$; e $\tau = 0,0478$, respectivamente.

As particularidades dos mercados de cada estado analisado podem ter sido um dos motivos que causam uma correlação baixa entre os preços das commodities. Em Goiás e Mato Grosso do Sul, é comum a venda de commodities por contratos a preço futuro, o que causa menor oscilação. Abitante (2008) faz uma análise da correlação entre o mercado futuro e o mercado *spot* (à vista) para algumas commodities e encontra relação entre esses dois preços em grande parte do ano, ou seja, o preço no mercado *spot* acaba

convergindo para o preço do mercado futuro em diversos momentos.

Considerações finais

Este trabalho analisou a dependência entre as séries de seis pares das cópulas bivariadas, confrontando os log retornos dos preços da soja e do boi gordo com o da cana-de-açúcar para São Paulo, Goiás e Mato Grosso do Sul. Só a cópula “cana \times boi GO” exibiu dependência significativa, mas de valor bastante pequeno ($\tau = 0,13$) – dependência fraca, portanto. Para os demais casos, os resultados apontam que não há evidências de dependência em nenhuma direção, o que indica neutralidade entre os mercados regionais de cana \times soja para os três

estados e de cana x boi para São Paulo e Mato Grosso do Sul. Isso sugere que o preço por si só não é suficiente para a mudança da cultura na região, pois sua oscilação, moderada na região estudada, possivelmente está relacionada com os contratos futuros de venda com preços preestabelecidos.

Embora exista concorrência direta por terras entre esses produtos agrícolas e o gado, a expansão da cana-de-açúcar em direção ao oeste de São Paulo e ao Cerrado brasileiro, em especial Goiás e Mato Grosso do Sul, aparentemente não gera dependência entre os preços. Ou seja, esse avanço não parece ser suficiente para influenciar o preço das demais culturas, indicação de que, para isso, ele não vem ocorrendo de forma tão rápida. Os resultados apontam que a expansão da produção da cana-de-açúcar não coloca em risco a segurança alimentar, em linha com Souza et al. (2007) e Forest et al. (2014).

Das terras sobre as quais a cana se expande, apenas 1% para Nassar et al. (2008), 6% para Silva & Miziara (2011) e 5% para Adami et al. (2012) são de cultivos naturais do solo, não precisamente florestas, o que mostra que revogar o ZAE Cana não foi uma decisão acertada. No entanto, a produção bovina em Goiás merece um pouco de atenção, pois os modelos sugerem elevação do preço e que ela ocorre em conjunto com a produção da cana-de-açúcar no estado.

Não se sabe até quando a cana-de-açúcar precisará se expandir. Valdes et al. (2016) orientam para dois cenários importantes: se houver alta do preço do petróleo, possivelmente haverá maiores demandas por etanol; se o preço do petróleo cair, é bem provável que a demanda por etanol e por terras diminua. Mas a demanda por energias mais limpas é outro fator que incentiva a produção de etanol. Com base nos resultados de Pereira & Silveira (2016), espera-se que o avanço do setor só seja possível com forte investimento em novos processos e tecnologias, incluindo o etanol de segunda geração, além da melhoria do padrão de eficiência das usinas já instaladas.

Referências

- ABITANTE, K.G. Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.46, p.75-96, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032008000100004>.
- ACOMPANHAMENTO DA SAFRA BRASILEIRA [DE] CANA-DE-AÇÚCAR: safra 2019/20: terceiro levantamento, v.6, n.3, dez. 2019. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safra/cana/boletim-da-safra-de-cana-de-acucar>>. Acesso em: 15 ago. 2020.
- ADAMI, M.; RUDORFF, B.F.T.; FREITAS, R.M.; AGUIAR, D.A.; SUGAWARA, L.M.; MELLO, M.P. Remote sensing time series to evaluate direct land use change of recent expanded sugarcane crop in Brazil. **Sustainability**, v.4, p.574-585, 2012. DOI: <https://doi.org/10.3390/su4040574>.
- AGUIAR, D.A.; RUDORFF, B.F.T.; SILVA, W.F.; ADAMI, M.; MELLO, M.P. Remote sensing images in support of environmental protocol: monitoring the sugarcane harvest in São Paulo state, Brazil. **Remote Sens**, v.3, p.2682-2703, 2011. DOI: <https://doi.org/10.3390/rs3122682>.
- AKAIKE, H.A. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, v.19, p.716-723, 1974. DOI: <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>.
- ALLOUI, R.; BEM AISSA, M.S.; NGUYEN, D.K. Global financial crisis, extreme interdependences, and contagion effects: the role of economic structure? **Journal of Banking & Finances**, v.35, p.130-141, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.07.021>.
- ARAUJO, G.J.F. de; OLIVEIRA, S.V.W.B. de. Energy and environmental analysis of vinasse processing using internal circulation biodigesters and concentrators for different production ranges of ethanol and its potential impact on Brazil. **Environment, Development and Sustainability**, v.23, p.3130-3163, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10668-020-00710-4>.
- BARROS, S. **Brazil: biofuels annual**. Gain report number: BR14004. Washington: USDA, FAS, 2014.
- BELIK, V. A heterogeneidade e suas implicações para as políticas públicas no rural brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.53, p.9-30, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005301001>.
- BERNARDO, R.; LOURENZANI, W.L.; SATOLO, E.G.; CALDAS, M.M. Analysis of the agricultural productivity of the sugarcane crop in regions of new agricultural expansions of sugarcane. **Gestão e Produção**, v.26, e3554, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1590/0104-530x3554-19>.
- BRASIL. Decreto nº 10.084, de 5 de novembro de 2019. Revoga o Decreto nº 6.961, de 17 de setembro de 2009,

que aprova o zoneamento agroecológico da cana-de-açúcar e determina ao Conselho Monetário Nacional o estabelecimento de normas para as operações de financiamento ao setor sucroalcooleiro, nos termos do zoneamento. **Diário Oficial da União**, 6 nov. 2019. Seção1, p.2.

BRASIL. Decreto nº 6.961, de 17 de setembro de 2009. Aprova o zoneamento agroecológico da cana-de-açúcar e determina ao Conselho Monetário Nacional o estabelecimento de normas para operações de financiamento ao setor sucroalcooleiro, nos termos do zoneamento. **Diário Oficial da União**, 18 set. 2009. Seção1, p.1-30.

BREYMAN, W.; DIAS, A.; EMBRECHTS, P. Dependence structures for multivariate high-frequency data in finance. **Quantitative Finance**, v.3, p.1-14, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1080/713666155>.

CALDAS, M.M.; GTANCO, G.; BISHOP, C.; KASTENS, J.; BROWN, J.C. Effects of sugarcane ethanol expansion in the Brazilian Cerrado: land use response in the new frontier. In: QIN, Z.; MISHRA, U.; HASTINGS, A. (Ed.). **Bioenergy and Land Use Change**. Hoboken: J. Wiley, 2018. p.39-51. (Geophysical Monograph, 231). DOI: <https://doi.org/10.1002/9781119297376.ch3>.

CAPAZ, R.S.; CARVALHO, V.S.B.; NOGUEIRA, L.A.H. Impact of mechanization and previous burning reduction on GHG emissions of sugarcane harvesting operations in Brazil. **Applied Energy**, v.102, p.220-228, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2012.09.049>.

CHEN, S.-T.; KUO, H.-I.; CHEN, C.-C. Modeling the relationship between the oil price and global food prices. **Applied Energy**, v.87, p.2517-2525, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2010.02.020>.

CHERUBIN, M.R.; FRANCO, A.L.C.; CERRI, C.E.P.; OLIVEIRA, D.M. da S.; DAVIES, C.A.; CERRI, C.C. Sugarcane expansion in Brazilian tropical soils - Effects of land use change on soil chemical attributes. **Agriculture, Ecosystems and Environment**, v.211, p.173-184, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.agee.2015.06.006>.

CHOLLETE, L.; DE LA PAÑA, V.; LU, C.-C. International diversification: a copula approach. **Journal of Banking & Finance**, v.35, p.403-417, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.08.020>.

COELHO, S.T.; GOLDEMBERG, J.; LUCON, O.; GUARDABASSI, P. Brazilian sugarcane ethanol: lessons learned. **Energy for Sustainable Development**, v.10, p.26-39, 2006. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0973-0826\(08\)60529-3](https://doi.org/10.1016/S0973-0826(08)60529-3).

CONOVER, W.J. **Practical Nonparametric Statistics**. New York: J. Wiley & Sons, 1971.

DEFANTE, L.R.; VILPOUX, O.F.; SAUER, L. Importance of the sugarcane industry in the formal employment in

the state of Mato Grosso do Sul during the period of 2008 to 2014. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.58, e193496, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2020.193496>.

DHILLON, R.S.; VON WUEHLISCH, G. Mitigation of global warming through renewable biomass. **Biomass and Bioenergy**, v.48, p.75-89, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.biombioe.2012.11.005>.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, p.427-431, 1979. DOI: <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>.

EMBRECHTS, P.; MCNEIL, A.J.; STRAUMANN, D. Correlation and dependence in risk management: properties and pitfalls. In: DEMPSTER, M. (Ed.). **Risk management: value at risk and beyond**. Cambridge: Cambridge University Press, 2002. p.176-223. DOI: <https://doi.org/10.1017/CBO9780511615337.008>.

ENGLE, R.F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v.50, p.987-1007, 1982. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912773>.

FERRACIOLI, K.G.; BACHA, C.J.C.; JACOMINI, R.L. Linhas de crédito do BNDES para o setor sucroenergético brasileiro. **Revista de Política Agrícola**, ano25, p.52-61, 2016.

FERREIRA, M.E.; FERREIRA JR, L.G.; LATRUBESSE, E.M.; MIZIARRA, F. Considerations about the land use and conversion trends in the savanna environments of Central Brazil under a geomorphological perspective. **Journal of Land Use Science**, v.11, p.33-47, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1080/1747423X.2013.845613>.

FERREIRA, M.E.; FERREIRA JR, L.G.; MIZIARA F.; SOARES-FILHO, B.S. Modeling landscape dynamics in the central Brazilian savanna biome: future scenarios and perspectives for conservation. **Journal of Land Use Science**, v.8, p.403-421, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1080/1747423X.2012.675363>.

FIGUEIRA, S.R.F. Impactos dos preços e do crédito rural sobre a produção de cana-de-açúcar no estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.58, e186266, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2020.186266>.

FOREST, R.; FOREST, M.; COSTA, J.S. da; RUVIARO, C.F. Segurança alimentar e sua relação com a expansão do programa de biocombustíveis. **Revista de Política Agrícola**, ano23, p.99-111, 2014.

GANDOLFI, M.R.C.; JESUS, C.M.; GANDOLFI, P.E. Qualidade do emprego nas culturas de café, cana-de-açúcar e milho: estudo comparativo 2000/2010 entre mesorregiões de Minas Gerais. **Revista de Economia e**

- Sociologia Rural**, v.57, p.63-80, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790570104>.
- GENEST, C.; GHOUDI, K.; RIVEST, L.-P. A semiparametric estimation procedure of dependence parameters in multivariate families of distributions. **Biometrika**, v.82, p.543-552, 1995. DOI: <https://doi.org/10.1093/biomet/82.3.543>.
- GENEST, C.; RÉMILLARD, B. Validity of the parametric bootstrap for goodness-of-fit testing in semiparametric models. **Annales de l'Institut Henri Poincaré: Probabilités et Statistiques**, v.44, p.1096-1127, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1214/07-AIHP148>.
- GENEST, C.; RÉMILLARD, B.; BEAUDOIN, D. Goodness-of-fit tests for copulas: A review and a power study. **Insurance: Mathematics & Economics**, v.44, p.199-213, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.insmatheco.2007.10.005>.
- GILIO, L.; MORAES, M.A.F.D. de. Sugarcane industry's socioeconomic impact in São Paulo, Brazil: a spatial dynamic panel approach. **Energy Economics**, v.58, p.27-37, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.06.005>.
- GOLDEMBERG, J. The ethanol program in Brazil. **Environmental Research Letters**, v.1, art.014008, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1088/1748-9326/1/1/014008>.
- GOLDEMBERG, J.; MELLO, F.F.C.; CERRI, C.E.P.; DAVIES, C.A.; CERRI, C.C. Meeting the global demand for biofuels in 2021 through sustainable land use change policy. **Energy Policy**, v.69, p.14-18, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2014.02.008>.
- GRANCO, G.; CALDAS, M.M.; BERGTOLD, J.S.; SANT'ANNA, A.C. Exploring the policy and social factors fueling the expansion and shift of sugarcane production in the Brazilian Cerrado. **GeoJournal**, v.82, p.63-80, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10708-015-9666-y>.
- GRANCO, G.; CALDAS, M.M.; FEATHERSTONE, A.; SANT'ANNA, A.C.; BERGTOLD, J. Farmers' acreage responses to the expansion of the sugarcane ethanol industry: the case of Goiás and Mato Grosso do Sul, Brazil. In: LI, R.; MONTI, A. (Ed.). **Land allocation for biomass crops: challenges and opportunities with changing land use**. Cham: Springer, 2018a. p.103-123. DOI: https://doi.org/10.1007/978-3-319-74536-7_6.
- GRANCO, G.; SANT'ANNA, A.C.; BERGTOLD, J.S.; CALDAS, M.M. Factor influencing ethanol mill location in a new sugarcane producing region in Brazil. **Biomass and Bioenergy**, v.111, p.125-133, 2018b. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.biombioe.2018.02.001>.
- HAUSMAN, C. Biofuels and land use change: sugarcane and soybean acreage response in Brazil. **Environmental and Resource Economics**, v.51, p.163-187, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10640-011-9493-7>.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA**. 2011. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 15 jun. 2020.
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Ipeadata**: [dados macroeconômicos e regionais]. 2019. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 20 out. 2019.
- JARQUE, C.M.; BERA, A.K. A test for normality of observations and regression residuals. **International Statistical Review**, v.55, p.163-172, 1987. DOI: <https://doi.org/10.2307/1403192>.
- KALTALIOGLU, M.; SOYTAS, U. Price transmission between world food, agricultural raw material and oil prices. In: GBATA INTERNATIONAL CONFERENCE, 11., 2009, Prague. **Proceedings**. Prague: GBATA, 2009. p.596-603.
- KHANNA, M.; LOUVIERE, J.; YANG, X. Motivations to grow energy crops: the role of crop and contract attributes. **Agricultural Economics**, v.48, p.263-277, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1111/agec.12332>.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHIMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v.54, p.159-178, 1992. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y).
- LEMOS, P.H.; VIEIRA, J.G.V.; SILVA, J.E.A.R. da; NUNES, R.F. Avaliação das alternativas de recolhimento do palhicho de cana. **Revista de Política Agrícola**, ano28, p.73-89, 2019.
- LJUNG, G.M.; BOX, G.E.P. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, v.65, p.297-303, 1978. DOI: <https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>.
- LOURENZANI, W.L.; CALDAS, M.M. Mudanças no uso da terra decorrentes da expansão da cultura da cana-de-açúcar na região Oeste de São Paulo. **Ciência Rural**, v.44, p.1980-1987, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1590/0103-8478cr20140186>.
- MACEDO, L.O.B. Modernização da pecuária de corte bovina no Brasil e a importância do crédito rural. **Informações Econômicas**, v.36, p.83-95, 2006.
- MANOEL, A.A.S.; MORAES, M.B. da C.; SANTOS, D.F.L.; NEVES, M.F. Determinants of corporate cash holdings in times of crisis: insights from Brazilian sugarcane industry private firms. **International Food and Agribusiness Management Review**, v.21, p.201-218, 2018. DOI: <https://doi.org/10.22434/IFAMR2017.0062>.
- MANZATTO, C.V.; ASSAD, E.D.; BACA, J.F.M.; ZARONI, M.J.; PEREIRA, S.E.M. (Org.). **Zoneamento agroecológico da cana-de-açúcar: expandir a produção, preservar a vida, garantir o futuro**. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2009. 55p. (Embrapa Solos. Documentos, 110).

- MARIN, F.R. Understanding sugarcane production, biofuels, and market volatility in Brazil - a research perspective. **Outlook on Agriculture**, v.45, p.75-77, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1177/0030727016649802>.
- MARTINELLI, L.A.; FILOSO, S. Expansion of sugarcane ethanol production in Brazil: environmental and social challenges. **Ecological Applications**, v.18, p.885-898, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1890/07-1813.1>.
- MCMANUS, C.; BARCELLOS, J.O.J.; FORMENTON, B.K.; HERMUCHE, P.M.; CARVALHO, O.A. de; GUIMARÃES, R.F.; GIANEZINE, M.; DIAS, E.A.; LAMPERT, V. do N.; ZAGO, D.; BRACCINI NETO, J. Dynamics of cattle production in Brazil. **PLoS ONE**, v.11, e0147138, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0147138>.
- MORAES, M.A.F.D. de; ZILBERMAN, D. **Production of ethanol from sugarcane in Brazil: from state intervention to a free market**. New York: Springer, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1007/978-3-319-03140-8>.
- MUELLER, S.A.; ANDERSON, J.E.; WALLINGTON, T.J. Impact of biofuel production and other supply and demand factors on food price increases in 2008. **Biomass and Bioenergy**, v.35, p.1623-1632, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.biombioe.2011.01.030>.
- MUTUC, M.; PAN, S.; HUDSON, D. Response of cotton to oil price shocks. **Agricultural Economics Review**, v.12, p.40-49, 2011.
- NASSAR, A.M. Brazil as an economic superpower. In: BRAINARD, L.; MARTINEZ-DIAZ, L. (Ed.). **Brazil as an economic superpower? Understanding Brazil's changing role in the global economy**. Washington: Brookings Institution, 2009. p.55-80.
- NASSAR, A.M.; RUDORFF, B.F.T.; ANTONIAZZI, L.B.; AGUIAR, D.A. de; BACCHI, M.R.P.; ADAMI, M. Prospects of the sugarcane expansion in Brazil: impacts on direct and indirect land use changes. In: ZUURBIER, P.; van de VOOREN, J. (Ed.). **Sugarcane ethanol: contributions to climate change mitigation and the environment**. Wageningen: Wageningen Academic Publishers, 2008. p.63-93.
- NAZLIOGLU, S.; SOYTAS, U. World oil prices and agricultural commodity prices: evidence from an emerging Market. **Energy Economics**, v.33, p.488-496, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.11.012>.
- NELSEN, R.B. **An introduction to copulas**. 2nd ed. New York: Springer, 2006. 269p.
- NEVES, M.F.; TROMBIN, V.G.; CONSOLI, M. The sugar-energy map of Brazil. In: SOUSA, E.L.L. de; MACEDO, I. de C. (Coord.). **Ethanol and bioelectricity: sugarcane in the future of the energy matrix**. São Paulo: Unica, 2010. p.14-43.
- NEVES, M.F.; WAACK, R.S.; MARINO, M.K. O sistema agroindustrial de cana-de-açúcar: caracterização das transações entre empresas de insumos, produtores de cana e usinas. **Anais**. Brasília: SOBER, 1998.
- NING, C. Dependence structure between the equity Market and the foreign exchange market-a copula approach. **Journal of International Money and Finance**, v.29, p.743-759, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.12.002>.
- NOGUEIRA, L.A.H.; MOREIRA, J.R.; SCHUCHARDT, U.; GOLDEMBERG, J. The rationality of biofuels. **Energy Policy**, v.61, p.595-598, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.05.112>.
- NUÑEZ, H.M.; ÖNAL, H.; KHANNA, M. Land use and economic effects of alternative biofuel policies in Brazil and the United States. **Agricultural Economics**, v.44, p.487-499, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1111/agec.12032>.
- PATTON, A.J. Modelling asymmetric exchange rate dependence. **International Economic Review**, v.47, p.527-556, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2006.00387.x>.
- PEREIRA, C.N.; SILVEIRA, J.M.F.J. Análise exploratória da eficiência produtiva das usinas de cana-de-açúcar na região Centro-Sul do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.54, p.147-166, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005401008>.
- PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v.75, p.335-346, 1988. DOI: <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>.
- POPOVA, N.D.; MARTINES FILHO, J.G.; NASTARI, P.M. Effects of free gasoline prices on the ethanol sector in São Paulo. **Revista de Política Agrícola**, ano27, p.65-81, 2018.
- R CORE TEAM. **R: a language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2020. Disponível em: <<http://www.r-project.org>>. Acesso em: 13 fev. 2020.
- RADA, N. Assessing Brazil's Cerrado agricultural miracle. **Food Policy**, v.38, p.146-155, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2012.11.002>.
- REBOREDO, J.C. Do food and oil prices co-move? **Energy Policy**, v.49, p.456-467, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.06.035>.
- RESENDE, A.G.; CÂNDIDO, O. Dependence analysis of ethanol, sugar, oil, Brl/Usd exchange rate and Bovespa: a vine copula approach. **Economia Aplicada**, v.19, p.455-480, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1413-8050/ea130174>.
- SAIANI, C.C.S.; PEROSA, B.B. Saúde respiratória e mecanização da colheita da cana-de-açúcar nos municípios paulistas: a importância do Protocolo Agroambiental. **Revista de Economia e Sociologia Rural**,

v.54, p.29-50, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005401002>.

SANO, E.E.; ROSA, R.; BRITO, J.L.S.; FERREIRA, L.G. Land cover mapping of the tropical savanna region in Brazil. **Environmental Monitoring Assessment**, v.166, p.113-124, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10661-009-0988-4>.

SANT'ANNA, A.C.; GRANCO, G.; BERGTOLD, J.; CALDAS, M.M. Os desafios da expansão da cana-de-açúcar: como pensam e agem arrendatários e produtores? **Radar**, v.39, p.39-48, 2015.

SANT'ANNA, A.C.; SHANOYAN, A.; BERGTOLD, J.S.; CALDAS, M.M.; GRANCO, G. Ethanol and sugarcane expansion in Brazil: what is fueling the ethanol industry? **International Food and Agribusiness Management Review**, v.19, p.163-182, 2016. DOI: <https://doi.org/10.22434/IFAMR2015.0195>.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **Annals of Statistics**, v.6, p.461-464, 1978. DOI: <https://doi.org/10.1214/aos/1176344136>.

SILVA, A.A.; MIZIARA, F. Avanço do setor sucroalcooleiro e expansão da fronteira agrícola em Goiás. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v.41, p.399-407, 2011.

SKLAR, A. Fonctions de répartition á n dimension et leurs marges. **Publications de l'Institut Statistique de l'Université de Paris**, v.8, p.229-231, 1959.

SOUZA, G. da S. e; ALVES, E.; GOMES, E.G.; GAZZOLA, R.; MARRA, R. Substituição de culturas: uma abordagem empírica envolvendo cana-de-açúcar, soja, carne bovina e milho. **Revista de Política Agrícola**, ano16, p.5-13, 2007.

STRASSBURG, B.B.N.; LATAWIEC, A.E.; BARIONI, L.G.; NOBRE, C.A.; SILVA, V.P. da; VALENTIM, J.F.; VIANNA, M.; ASSAD, E.D. When enough should be enough:

Improving the use of current agricultural lands could meet production demands and spare natural habitats in Brazil. **Global Environmental Change**, v.28, p.84-97, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2014.06.001>.

TROMBETA, N. de C.; CAIXETA FILHO, J.V. Potencial e disponibilidade de biomassa de cana-de-açúcar na região Centro-Sul do Brasil: indicadores agroindustriais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.55, p.479-496, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790550304>.

UDOP. União Nacional da Bioenergia. **Valores de ATR e preço da tonelada de cana-de-açúcar - Consecana do Estado de São Paulo**. 2019. Disponível em: <https://udop.com.br/cana/tabela_consecana_saopaulo.pdf>. Acesso em: 4 nov. 2019.

VALDES, C.; HJORT, K.; SEELEY, R. **Brazil's agricultural land use and trade: effects of changes in oil prices and ethanol demand**. Washington: USDA, 2016. (Economic Research Report, 210).

VAN DEN WALL BAKE, J.D.; JUNGINGER, M.; FAAL, A.; POOT, T.; WALTER, A. Explaining the experience curve: cost reductions of Brazilian ethanol from sugarcane. **Biomass and Bioenergy**, v.33, p.644-658, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.biombioe.2008.10.006>.

VEDANA, R.; RODRIGUES, K.C.T.T.; PARRÉ, J.L.; SHIKIDA, P.F.A. Distribuição espacial da produtividade de cana-de-açúcar no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, ano28, p.121-133, 2019.

WALKER, R.; MOORE, N.J.; ARIMA, E.; PERZ, S.; SIMMONS, C.; CALDAS, M.; VERGARA, D.; BOHRER, C. Protecting the Amazon with protected areas. **Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States America**, v.106, p.10582-10586, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1073/pnas.0806059106>.