

## **Crescimento da produção de etanol de milho no Brasil: efeitos sobre a transmissão de volatilidade regional nas praças do Centro-Oeste**

**DANIEL HENRIQUE DARIO CAPITANI**

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS (UNICAMP)

**LUIZ EDUARDO GAIO**

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS (UNICAMP)

Agradecimento à orgão de fomento:

Processo nº 2023/13145-9, Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP).

# Crescimento da produção de etanol de milho no Brasil: efeitos sobre a transmissão de volatilidade regional nas praças do Centro-Oeste<sup>1</sup>

## 1. Introdução

A despeito da relevância da produção brasileira de etanol proveniente da cana-de-açúcar, cujo crescimento na área plantada foi superior a 100% entre o início e o final da década de 2000, muito em parte destinada ao aumento da oferta do biocombustível, nota-se, entre o final da década de 2010 e início da década de 2020, um importante avanço no uso do milho como matéria-prima para a produção doméstica de etanol (Eckert *et al.*, 2018; Silva and Castañeda-Ayarza, 2021; Colussi *et al.*, 2023). Se o uso do milho representava menos de 0,1% da produção brasileira de etanol no início da década de 2010, a produção passou a se expandir e ultrapassou 1,6 bilhão de litros na safra 2019/20, ou cerca de 5% da produção total de etanol do país. Na safra 2022/23, representou 14,2% da oferta doméstica total, com 4,4 bilhões de litros produzidos (UNICA, 2023; CONAB, 2024).

A maior parte dessa produção é concentrada na região Centro-Oeste, com 99,7% do volume de etanol de milho produzido no Brasil na safra 2022/23. Nesta região se localizam a maior parte das usinas flex. Em 2023, das doze destilarias/usinas produtoras somente de etanol de milho, onze se localizavam no Centro-Oeste, sendo oito em Mato Grosso, duas em Mato Grosso do Sul e uma em Goiás. Além dessas, em 2023 operavam outras oito usinas flex, ou seja, que produzem etanol de milho e de cana-de-açúcar, das quais sete estavam no Centro-Oeste, sendo quatro em Goiás e três em Mato Grosso (RPAnews, 2024). Uma das razões da viabilização desta produção regional se dá pelo grande excedente de milho, especialmente após o aumento na produção da segunda-safra nas últimas décadas, em paralelo com a expansão da soja na região (CONAB, 2024).

Para Colussi *et al.* (2023), a alta disponibilidade de milho de segunda safra é um diferencial para a expansão da produção de etanol no Brasil. Eckert *et al.* (2018) destacam que a oferta de matéria-prima, bem como sua eficiência técnica para a produção dos biocombustíveis são propulsores para a produção de etanol. Gonçalves *et al.* (2023) ainda destacam a flexibilidade e dinamização de sistemas distintos para oferta do biocombustível, como a possibilidade de operação através de usinas flex ou somente de etanol de milho, o que reduz riscos de preços e de produção. Ademais, Silva e Castañeda-Ayarza (2021) apontam para a posição estratégica do milho em suprir a oferta de etanol em regiões mais afastadas dos polos sucroenergéticos. Neste sentido, projeções de mercado têm sinalizado um potencial de até 30% da oferta de etanol no Brasil ser oriunda do milho até meados de 2030 (UNEM, 2024).

Uma das consequências de uma nova dinâmica de mercado agroindustrial se dá sobre a formação dos preços agrícolas. Gerverni *et al.* (2023) exploram tal questão ao buscarem identificar se o avanço na produção de etanol de milho nos EUA teve impactos sobre sua formação de preços e na interconectividade entre as principais praças comercializadoras do biocombustível.

Desta maneira, o presente estudo busca analisar se o recente aumento na produção de etanol de milho no Brasil teve potencial de impacto na relação dos preços regionais, tomando como base a região Centro-Oeste. Para isso, seu objetivo se dá em examinar a transmissão de volatilidade e os efeitos de contágio entre os mercados preços de milho, etanol e soja em Mato Grosso e Goiás.

Especificamente, serão consideradas as praças produtoras de grãos regionalmente mais próximas das destilarias de etanol milho em ambos os estados (incluindo as usinas flex). O período de análise se dá entre 2015 e 2024. Duas janelas temporais serão consideradas,

---

<sup>1</sup> Processo nº 2023/13145-9, Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP).

buscando identificar se ocorreram diferenças na transmissão de volatilidade entre os mercados regionais de etanol e de milho, após a expansão da produção do biocombustível localmente. Paralelamente, propõe-se analisar a transmissão de preços da soja e do milho nas regiões em análise. Esta análise secundária tem como propósito buscar separar os potenciais efeitos de contágio nos preços oriundos da expansão de ambas as culturas (soja de verão e milho de segunda-safra). Para a estimação das volatilidades, utiliza-se um Modelo Generalizado Autorregressivo Condicional Heterocedástico com Correlação Condicional Dinâmica (DCC-GARCH).

Entende-se que este estudo, de caráter inédito, pode subsistir e oferecer novas percepções a respeito da formação de preços regionais de grãos e biocombustíveis. Em geral, pode trazer novas considerações a dois campos de estudos atuais. Primeiramente, em relação à formação de preços de biocombustíveis no país, muito em parte pautada nas relações entre o açúcar e o etanol, e combustíveis fósseis e etanol (Hallack *et al.*, 2020; Palazzi *et al.*, 2022). Segundo, na discussão a respeito da relação de preços entre biocombustíveis e alimentos (Capitani, 2018). Ademais, pode contribuir com futuros estudos que venham a buscar compreender as novas dinâmicas de mercado decorrentes da expansão do etanol de milho.

## 2. Referencial teórico

A crescente importância dos biocombustíveis nas matrizes energéticas globalmente tem guiado uma série de estudos, dentre eles, na análise de preços e volatilidades, especialmente após o *boom* das *commodities*, no período 2006-2008 (Zhang *et al.*, 2009; Serra & Zilberman, 2013; Kristoufek *et al.*, 2014). Tais estudos têm buscado examinar as relações entre os mercados de biocombustíveis, *commodities* agrícolas e *commodities* energéticas (Cabrera & Schulz, 2016; Saghaian *et al.*, 2018). Especificamente para o etanol, os estudos são majoritariamente aplicados aos mercados brasileiro e dos EUA, principais produtores mundiais.

Para o mercado norte-americano, estudos precursores encontraram evidências de uma relação causal entre a gasolina e o milho para com o etanol, sendo que o biocombustível teria impactos sobre outras *commodities* apenas pontualmente e em curto prazo (Zhang *et al.*, 2010; Serra, 2011; Kristoufek *et al.*, 2016). Em geral, os estudos têm focado nos ciclos de crises, como em 2008, pandemia da Covid-19 e guerra Rússia-Ucrânia, enfatizando uma maior importância dos mercados energéticos (petróleo e gasolina, sobretudo) sobre a volatilidade dos preços das *commodities* agrícolas (Trujillo-Barreras *et al.*, 2012; Vacha *et al.*, 2013; Cabrera & Schulz, 2016; Saghaian *et al.*, 2018; Balcilar *et al.*, 2021; Dmytrów *et al.*, 2021; Palazzi *et al.*, 2024).

Em relação à descoberta de preços, Gerverni *et al.* (2023) analisaram a conectividade dinâmica entre as principais praças produtoras e comercializadoras de etanol nos EUA, de forma a investigar se o aumento na produção doméstica levou a mudanças na formação dos preços do biocombustível. Os autores encontraram que Chicago, principal entreposto comercial, tem efeito de contágio para os demais mercados.

Para o mercado brasileiro, os estudos de Rapsomanikis e Hallam (2006) e Balcombe e Rapsomanikis (2008) foram os pioneiros ao buscarem analisar as relações de preços entre o etanol, açúcar e petróleo, mostrando a relevância deste último sobre a formação de preços do setor sucroenergético, além de uma causalidade do açúcar para com o etanol. A mesma constatação foi feita por Bentivoglio *et al.* (2016), Kristoufek *et al.* (2015), Hallack *et al.* (2016), Dutta (2018), e Lima *et al.* (2019) e Palazzi *et al.* (2022), sendo que os dois últimos estudos mostraram uma forte relação dos mercados energéticos, em escala global, com os preços de etanol no Brasil. No entanto, em nenhum destes estudos a relação com o milho foi considerada.

Capitani (2018) analisou a dinâmica dos preços do etanol, petróleo e diferentes commodities agroalimentares no Brasil. Além disso, incluiu a taxa de câmbio. Dentre suas constatações, observou que a taxa de câmbio tem forte relação de causalidade com a maior parte dos mercados agrícolas no Brasil. Também, seu estudo apontou que o etanol só apresentava choques significativos sobre os preços do açúcar, e vice-versa. Quanto ao milho, a relação observada foi de bi-causalidade com a soja, além de ambos sofrerem fortes influências da taxa de câmbio e do petróleo.

Outras frentes de estudo se deram na compreensão da relação dos preços de etanol entre os mercados dos EUA e do Brasil. Hernandez *et al.* (2020) observaram a existência de relação de longo prazo entre ambos os mercados, assim como o estudo de Quintino *et al.* (2021). Porém, no segundo estudo, não se observou uma relação de causalidade definida entre os dois mercados. Janda *et al.* (2022) ampliaram a análise entre os dois mercados e a União Europeia, não encontrando convergência relevante entre estes. Constatações similares foram reportadas por Drabik *et al.* (2015) e Saghaian *et al.* (2018).

### 3. Metodologia

#### 3.1. Dados

Os dados utilizados neste estudo consistem nos preços físicos de milho, etanol e soja. Os preços de etanol são semanais e calculados para os Estados de Mato Grosso e Goiás, sendo coletados junto ao Cepea/Esalq/USP. Quanto aos preços físicos de milho e soja, foram coletados nas principais praças de referência à produção de etanol de milho no Centro-Oeste, bem como em suas regiões de influência. Para isso, considerou-se as praças de Sorriso e Rondonópolis para o Mato Grosso, e Rio Verde, Chapadão do Sul e Triângulo Mineiro para o estado de Goiás. Muito embora as duas últimas estejam localizadas nos estados de Mato Grosso do Sul e Minas Gerais, respectivamente, são áreas próximas à região de Rio Verde, principal polo produtor de etanol em Goiás.

Os preços físicos se referem ao preço ao atacado nas respectivas regiões, levantados pelo Cepea/Esalq/USP e coletados junto ao repositório da Eikon/Refinitiv, de acesso institucional. Os preços são disponibilizados diariamente e foram transformados para preços semanais, de forma a padronizar as séries de preços do etanol. Na sequência, todos os preços foram padronizados na escala logarítmica e transformados em retornos. A partir da padronização, dois grupos foram considerados para análise da transmissão de volatilidade, tal como se expressa no Quadro 1, abaixo.

Quadro 1 – Praças e preços utilizados para análises nas regiões de referência do Mato Grosso e Goiás

<b>Região de referência para análise</b>	<b>Praças e preços levantados</b>
Mato Grosso	Etanol Mato Grosso, Milho Sorriso, Milho Rondonópolis, Soja Sorriso, Soja Rondonópolis
Goiás	Etanol Goiás, Milho Rio Verde, Milho Triângulo Mineiro, Milho Chapadão do Sul, Soja Rio Verde, Soja Triângulo Mineiro

O período analisado se inicia em 03 de janeiro de 2015 e termina em 12 de abril de 2024, em uma amostra com 537 observações para todos os preços. Esta série de tempo permite observar o período prévio ao início da produção em larga escala de etanol de milho no Brasil

até o momento presente, em que a produção é superior a 12% do total de etanol produzido no país. Com isso, duas janelas são consideradas na análise. O primeiro período, entre julho de 2015 a junho de 2019, em que a produção total variou entre 140 a 800 milhões de litros, ou menos de 2,5% da produção total de biocombustível. O segundo período compreende o intervalo entre julho de 2019 a abril de 2024, em que a produção foi sempre superior a 1,6 bilhão de litros, e variou entre 4,5% a 12,6% da produção nacional.

### 3.2. Procedimentos metodológicos

Para analisar o transbordamento (*spillover*) e o contágio na volatilidade entre os mercados regionais de milho, etanol e soja, o estudo foi realizado seguindo a metodologia de Akhtaruzzaman *et al.* (2021). A análise ocorreu em três etapas, conforme segue:

A primeira etapa refere-se à análise das estatísticas descritivas dos retornos diários das commodities. Para isso as séries de retornos foram divididas em duas sub-amostras. A primeira amostra corresponde ao período em que a produção de milho começa a emergir no Centro-Oeste, com dados entre 17 de julho de 2015 e 28 de junho de 2019. A segunda amostra está relacionada ao período do *boom* da produção de etanol de milho, que corresponde ao intervalo de 05 de julho de 2019 (início da safra 2019/20) até 12 de abril de 2024. Os retornos diários foram estimados conforme equação 1.

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (01)$$

onde  $r_t$  e  $P_t$  corresponde ao retorno e preço da *commodity* no dia  $t$  respectivamente.

A segunda etapa corresponde à estimação das correlações condicionais entre os mercados de *commodities*. O modelo DCC-GARCH proposto por Engle (2002) foi utilizado nesta etapa. O modelo geral é dado pelas equações 2, 3, 4 e 5.

$$r_t = \phi + \varepsilon_t \quad (02)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{H_t} e_t \quad (03)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (04)$$

$$H_{i,t} = \alpha_{0i} + \sum_{q=1}^{Q_i} \alpha_{iq} \varepsilon_{i,t-q}^2 + \sum_{p=1}^{P_i} \beta_{ip} H_{i,t-p} \quad (05)$$

sendo  $\phi$  o vetor de constante;  $r_t$  é a série de retornos diários das *commodities*;  $\varepsilon_t$  é o erro condicional,  $H_t$  é a matriz ( $n \times n$ ) da covariância (e variância) condicional de  $\varepsilon_t$ ;  $e_t$  é o erro aleatório independente e identicamente distribuído (i.i.d.);  $D_t$  é a matriz diagonal ( $n \times n$ ) dos erros condicionais de  $\varepsilon_t$ ;  $R_t$  é a matriz ( $n \times n$ ) das correlações condicionais de  $\varepsilon_t$  no tempo  $t$ ;  $\alpha$  corresponde às médias da volatilidade (chamado de parâmetro ARCH); e  $\beta$  aos parâmetros de transmissão da volatilidade (chamado de parâmetro GARCH). Neste estudo, utilizou-se o modelo bivariado DCC-GARCH (1,1) estimado pelo pacote ‘rmgarch’ do software R.

A terceira etapa constitui-se na comparação das correlações condicionais dinâmicas (DCCs) das séries. Nesta etapa estimou-se a média e desvio-padrão das correlações condicionais entre as séries de retornos das *commodities* e comparou se houve aumento/redução após o início da produção em larga escala de etanol de milho no Centro-Oeste. Foi realizado o teste  $t$  para duas amostras, presumindo variâncias diferentes, para comparar as médias das correlações antes e durante o conflito.

## 4. Resultados

Inicialmente, de forma a melhor ilustrar o comportamento dos retornos dos preços considerados, apresenta-se na Tabela 1 as estatísticas descritivas das séries em questão separadas em duas amostras. A primeira do julho de 2015 a junho de 2019, referente ao ciclo em que a produção de etanol de milho era incipiente no Brasil. A segunda amostra corresponde ao período entre julho de 2019 a abril de 2024, já englobando as safras em que a produção de etanol de milho é significativa e ascendente. Em geral, observa-se que os retornos médios de quase todas as séries se mantêm no mesmo patamar entre as duas amostras consideradas. As exceções são os retornos dos preços de etanol em ambos os estados, cuja média aumentou no segundo período, em detrimento do primeiro. Além dos preços do etanol, nota-se uma redução na média dos retornos dos preços de milho na região de Sorriso na segunda amostra, em relação à primeira.

Tabela 1 – Estatística descritiva dos retornos dos preços em análise

	Amostra I - julho 2015 a junho 2019						Amostra II - julho 2019 a abril 2024					
	Média	Desvio	Mín.	Máx.	Assim.	Curt.	Média	Desvio	Mín.	Máx.	Assim.	Curt.
<i>Goiás</i>												
Milho RV	0,002	0,035	-0,161	0,107	-0,391	2,473	0,002	0,036	-0,163	0,103	-0,468	2,016
Soja RV	0,001	0,025	-0,093	0,069	-0,332	1,435	0,002	0,032	-0,140	0,131	-0,500	4,275
Milho CH	0,002	0,045	-0,128	0,189	0,193	1,902	0,002	0,046	-0,156	0,114	-0,472	2,450
Milho TR	0,002	0,034	-0,100	0,122	-0,039	1,859	0,002	0,039	-0,148	0,129	-0,091	2,033
Soja TR	0,001	0,027	-0,092	0,081	-0,317	0,457	0,002	0,032	-0,154	0,102	-0,546	3,330
Etanol GO	0,001	0,039	-0,161	0,140	-0,843	3,977	0,002	0,041	-0,250	0,126	-1,163	7,177
<i>Mato Grosso</i>												
Milho SO	0,003	0,053	-0,173	0,159	0,063	1,004	0,002	0,048	-0,176	0,128	-0,329	1,436
Soja SO	0,001	0,031	-0,114	0,124	0,009	1,489	0,002	0,034	-0,171	0,124	-0,508	3,588
Milho RN	0,002	0,042	-0,115	0,188	0,151	2,114	0,002	0,039	-0,179	0,141	-0,349	2,337
Soja RN	0,001	0,028	-0,078	0,079	-0,091	-0,078	0,002	0,034	-0,141	0,119	-0,673	3,583
Etanol MT	0,001	0,025	-0,092	0,098	1,126	4,514	0,002	0,029	-0,135	0,104	-0,610	3,871

Nota: RV – Rio Verde; CH – Chapadão do Sul; TR – Triângulo Mineiro; SO – Sorriso; RN – Rondonópolis.

Ainda na Tabela 1, ao se observar a volatilidade dos retornos semanais dos preços em cada uma das regiões (com base nos desvios-padrão), nota-se um padrão de crescimento moderado na maior parte das *commodities* em análise, sendo as exceções (redução na volatilidade) o milho nas duas regiões do Mato Grosso (Sorriso e Rondonópolis). Dentre os aumentos nas volatilidades, os mais expressivos foram para a soja, em todas as praças consideradas, e para o etanol no Estado de Mato Grosso.

Em relação à distribuição dos retornos, observa-se uma mudança no padrão da assimetria das séries entre o primeiro e o segundo períodos amostrais. Se, no primeiro período, metade das séries dos retornos mostravam-se com assimetria maior que zero, no segundo

período, todas se tornaram negativas. As que já tinham assimetria negativa se tornaram ainda mais negativas, se afastando de zero. Para a curtose, houve um aumento na maior parte das séries, sendo a maioria próximas a 3. A exceção se dá para os retornos dos preços de etanol em Mato Grosso, que se mostrou leptocúrtica, sobretudo no segundo período, indicando caudas pesadas e eventos extremos. Ressalta-se, porém, que tal comportamento é esperado para séries de retornos financeiros.

Em relação à estacionariedade dos retornos dos preços, nota-se, pelo teste de Dickey e Fuller Aumentado, que todas as séries são estacionárias em nível, ou seja, a hipótese de raiz unitária é rejeitada pelo teste. Tal resultado já era esperado, uma vez que se trata de retornos das séries de preços.

Sequencialmente à estatística descritiva dos retornos, segue-se para a estimação do modelo DCC-GARCH(1,1). Os resultados das correlações condicionais dinâmicas entre os diferentes mercados estimadas pelo modelo DCC-GARCH(1,1) estão presentes nas Figuras 1, 2, 3 e 4 e nas Tabelas 2 e 3. Os parâmetros de transbordamento (*spillover*) de volatilidade ( $\beta_s$  da equação 5) foram significativos a 5% em todos os modelos DCC-GARCH(1,1) estimados, com exceção da relação entre etanol em Mato Grosso e milho em Sorriso. Tais resultados evidenciam que as volatilidades dos retornos dos mercados se influenciam significativamente durante todo o período da amostra. Os parâmetros estimados dos modelos DCC não foram reportados no estudo.

Primeiramente, apresentam-se as Figuras 1 e 4. A Figura 1 corresponde às correlações condicionais dinâmicas entre o mercado de etanol em Goiás e as praças produtoras de milho de Rio Verde (Corn RV), Chapadão do Sul (Corn CH) e Triângulo Mineiro (Corn TR). A Figura 2 se refere às correlações condicionais dinâmicas entre a soja e o milho na praça de Rio Verde (Soybean RV e Corn RV) e a soja e o milho na praça do Triângulo Mineiro (Soybean TR e Corn TR). A Figura 3 apresenta as correlações condicionais dinâmicas entre o mercado de etanol em Mato Grosso e as praças de milho de Sorriso (Corn SO) e Rondonópolis (Corn RN). E a Figura 4 corresponde às correlações condicionais dinâmicas entre a soja e o milho na praça de Sorriso (Soybean SO e Corn SO) e a soja e o milho na praça de Rondonópolis (Soybean RN e Corn RN). O período de aumento na produção de etanol de milho está destacado (sombreado) no lado direito de cada gráfico.

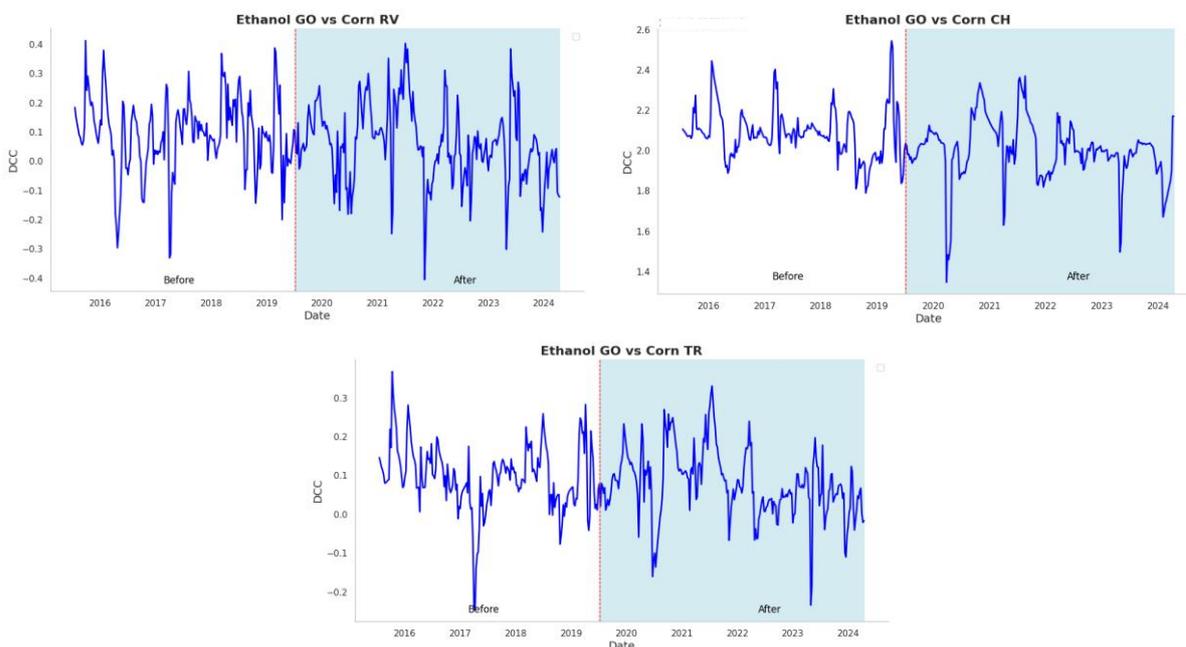


Figura 1 – Correlações Condicionais Dinâmicas (DCC) do mercado de etanol em Goiás com as praças regionais de milho de Rio Verde, Chapadão do Sul e Triângulo Mineiro

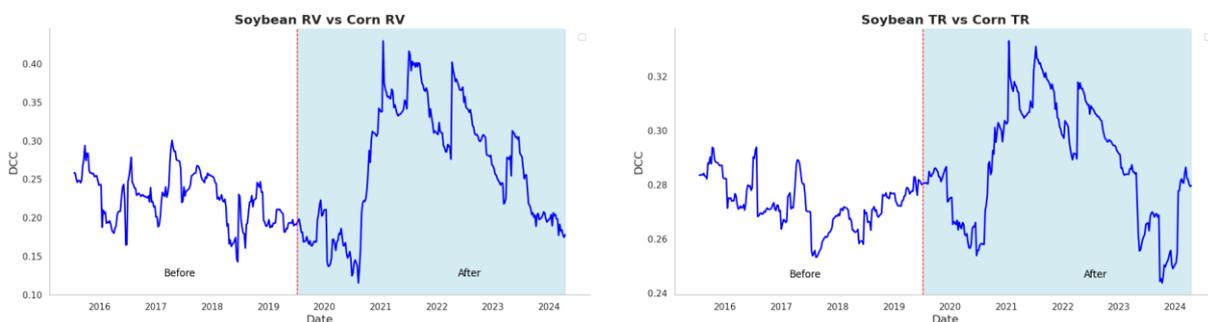


Figura 2 – Correlações Condicionais Dinâmicas (DCC) dos mercados de soja e milho nas praças de Rio Verde e do Triângulo Mineiro

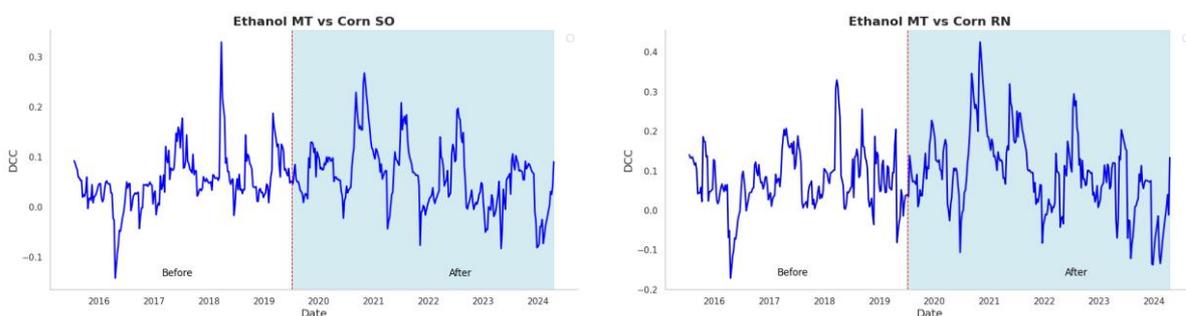


Figura 3 – Correlações Condicionais Dinâmicas (DCC) do mercado de etanol em Mato Grosso com as praças regionais de milho de Sorriso e Rondonópolis

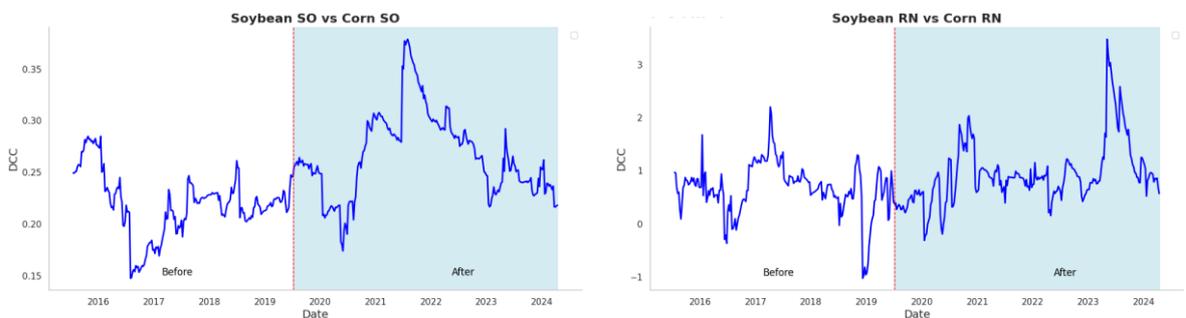


Figura 4 – Correlações Condicionais Dinâmicas (DCC) dos mercados de soja e milho nas praças de Sorriso e de Rondonópolis

Pela Figura 1, observa-se um padrão similar nas correlações condicionais dinâmicas entre os retornos dos preços de etanol de Goiás com as praças produtoras de milho de Rio Verde, Chapadão do Sul e Triângulo Mineiro. Não é possível distinguir uma diferença no padrão das correlações condicionais entre os dois períodos, especialmente nas praças de Rio Verde e do Triângulo Mineiro. Em Chapadão do Sul, ainda é possível notar uma (relativa) maior variação (e amplitude) dos valores em torno de sua média no segundo período.

Já a Figura 2 mostra uma elevação repentina e significativa na correlação condicional entre os mercados de soja e de milho nas praças de Rio Verde e do Triângulo Mineiro no segundo período da amostra, evidenciando uma nítida quebra estrutural na série após a pandemia da Covid-19, a partir do segundo semestre de 2020. Após a quebra, os valores permanecem muito acima da média até a metade do ano de 2023. Ao se analisar os preços absolutos das *commodities* neste período, deve-se ressaltar que os preços da soja e do milho

subiram entre 80 e 100% entre o início da pandemia e o segundo semestre de 2021 (CEPEA, 2024). Após isso, variou em patamares acima da média história até meados de 2023. Este movimento, certamente, contribuiu para um aumento na volatilidade dos mercados e, conseqüentemente, afetou as DCCs estimadas para as praças em análise.

Na Figura 3, por sua vez, embora não tão evidente, é possível notar um aumento nos picos de variação das correlações condicionais entre os mercados de etanol de Mato Grosso e de milho nas praças de Sorriso e de Rondonópolis, especialmente na última. Diferentemente de Goiás, Mato Grosso não apresenta uma produção significativa de etanol de cana-de-açúcar e, conseqüentemente, os incrementos na produção de etanol de milho podem ter, potencialmente, afetado, ainda que discretamente, a transmissão de volatilidade entre os mercados em análise. No entanto, cabe ressaltar que a alta volatilidade nos preços do milho na pandemia da Covid-19, assim como outras *commodities* agrícolas, não afetou na mesma magnitude os preços de etanol e, conseqüentemente, podem ter contribuído para este efeito não ser tão forte como aquele ilustrado na Figura 2.

Na Figura 4, ilustra-se uma situação distinta nas correlações condicionais entre os mercados de soja e milho de Sorriso e os mercados de soja e milho de Rondonópolis. Enquanto em Sorriso o efeito da pandemia é mais evidente, dado o forte aumento observado nas correlações condicionais, em Rondonópolis os impactos são mais discretos, sendo observável um forte e rápido impulso apenas em 2023, provavelmente por uma dinâmica regional que afetou um ou ambos os mercados.

Para uma melhor elucidação dos resultados das estimações, faz-se necessário examinar as diferenças nos valores das médias das correlações condicionais entre os dois períodos. Para isso, ao se analisar as Tabelas 2 e 3, é possível corroborar algumas das constatações observadas nas Figuras 1 a 4.

A Tabela 2 apresenta os resultados das médias e das correlações condicionais para as praças no Estado de Goiás e adjacências, considerando-se os dois períodos amostrais. Nota-se que as diferenças do DCC na relação entre os retornos dos preços do etanol em Goiás e os retornos dos preços de milho nas praças de Rio Verde e do Triângulo Mineiro sinalizam uma redução na dinâmica entre o biocombustível e a produção de milho no Estado no segundo período da amostra, diferentemente do esperado, uma vez que a produção do etanol de milho cresceu substancialmente no segundo período. Na relação entre o etanol e o milho na praça de Chapadão do Sul, embora a diferença pareça nula, é correspondente por uma diferença a partir da sexta casa decimal (maior no primeiro do que no segundo período), o que, por sua vez, justifica a significância do teste t. Já as diferenças do DCC entre os retornos dos preços da soja e do milho nas regiões de Sorriso e do Triângulo Mineiro sinalizam um aumento na dinâmica entre as duas culturas agrícolas no segundo período em relação ao primeiro. A diferença é mais expressiva, sobretudo, na praça de Rio Verde.

Na Tabela 3, apresenta-se os resultados das médias e das correlações condicionais para as praças no Estado de Mato Grosso. Diferentemente do que se observa no Estado de Goiás, em Mato Grosso nota-se um aumento na correlação condicional dinâmica entre os retornos dos preços de etanol com os de milho nas praças de Sorriso e Rondonópolis no segundo período. Ainda que a estatística t aponte para não significância na relação entre etanol e milho Sorriso, chama atenção o efeito em ambas as praças. Uma hipótese para tal movimento pode ser dada pelo fato que a produção total de etanol no estado de Mato Grosso ter crescido significativamente com o aumento da moagem do milho (diferentemente de Goiás, que já tinha uma expressiva produção de etanol de cana-de-açúcar), o que pode justificar o porquê o modelo captou tal mudança em Mato Grosso. Ainda, assim como para Goiás, também se encontrou forte diferença na dinâmica entre a soja e o milho no segundo período na praça de Sorriso. Para Rondonópolis, contudo, a diferença foi pequena, observada apenas na 6ª casa decimal, o que justifica os resultados do teste t.

Tabela 2 – Estatística descritiva das correlações condicionais dinâmicas (DCC) para o as praças produtoras de Goiás e regiões fronteiriças

	Etanol (Goiás)			Soja RV	Soja TR
	Milho RV	Milho CH	Milho TR	Milho RV	Milho TR
<i>Amostra I - julho 2015 a junho 2019</i>					
Média	0,09247	0,09328	0,09655	0,22504	0,27328
Variância	0,01605	0,00000	0,00714	0,00103	0,00008
Nº Obs	207	250	207	207	207
<i>Amostra II - julho 2019 a abril 2024</i>					
Média	0,05934	0,09328	0,07910	0,26558	0,28785
Variância	0,01745	0,00000	0,00764	0,00633	0,00046
Nº Obs	250	250	250	250	250
Dif. DCC	0,0331	0,0000	0,0174	-0,0405	-0,0146
Estat. t	2,72910	6,62816	2,16302	-7,36506	-9,78668
p-value	0,00660	0,00000	0,03107	0,00000	0,00000

Tabela 3 – Estatística descritiva das correlações condicionais dinâmicas (DCC) para as praças produtoras do Estado de Mato Grosso

	Etanol (Mato Grosso)		Soja SO	Soja RN
	Milho SO	Milho RN	Milho SO	Milho RN
<i>Amostra I - julho 2015 a junho 2019</i>				
Média	0,05351	0,07490	0,21923	0,20820
Variância	0,00303	0,00555	0,00094	0,00000
Nº Obs	207	207	207	207
<i>Amostra II - julho 2019 a abril 2024</i>				
Média	0,06120	0,09512	0,26652	0,20820
Variância	0,00419	0,01013	0,00164	0,00000
Nº Obs	250	250	250	250
Dif. DCC	-0,0077	-0,0202	-0,0473	0,0000
Estat. t	-1,37199	-2,46367	-14,18612	-5,37275
p-value	0,17074	0,01413	0,00000	0,00000

Em suma, os resultados revelam que o nível de dependência entre os mercados, estimados pela correlação condicional variam bastante no tempo. A alta da correlação entre os mercados de soja e milho no segundo período é reflexo da forte alta nos preços de *commodities* agroalimentares no período da pandemia da Covid-19 (Dmytrów *et al.*, 2021; Just e Echaust, 2022; Palazzi *et al.*, 2024). A esse evento adiciona-se o fato de os preços de etanol não terem oscilado na mesma proporção. Assim, ainda que pudesse ser identificado alguma relação de contágio e transmissão entre os preços regionais de etanol e milho no Centro-Oeste, tal como observado nas praças de Mato Grosso, essa relação seria subestimada pelo fato dos princípios determinantes dos preços de milho na segunda janela amostral ser dependente de um evento

exógeno de proporções inédita, como a pandemia da Covid-19, e que levou os preços dos grãos a patamares recordes (em termos reais).

## 5. Considerações finais

Este estudo teve como objetivo avaliar se a recente expansão na produção de etanol de milho no Brasil, concentrada na região Centro-Oeste, teve impacto em alterar o padrão da transmissão de volatilidade nos preços regionais de milho e etanol. Especificamente, o estudo focou nas principais praças produtoras de etanol nos estados de Goiás e Mato Grosso e suas áreas fronteiriças, onde estão localizadas as usinas/destilarias de etanol de milho e as usinas flex.

Para isso, foram consideradas as regiões de Sorriso e Rondonópolis em Mato Grosso, Rio Verde, em Goiás, além de Chapadão do Sul, Mato Grosso do Sul, e Triângulo Mineiro, Minas Gerais, áreas próximas a Rio Verde. Ainda, de forma a buscar compreender os efeitos de volatilidade sobre os preços do milho, estimou-se os efeitos de contágio regionais com os preços da soja. Para isso, foram analisados os retornos dos preços semanais considerando duas janelas temporais. A primeira de julho de 2015 a junho de 2019, período de produção insignificante de etanol de milho, e julho de 2019 a abril de 2024, considerando a rápida expansão da oferta do biocombustível.

Em geral, os resultados do estudo não são conclusivos no sentido de permitir apontar se a recente expansão da produção de etanol de milho tem afetado a volatilidade nos preços regionais do grão e do biocombustível. A inconclusão é mais latente para as praças do Estado de Goiás e áreas fronteiriças, em que se constatou que, diferentemente do esperado, as correlações condicionais dinâmicas foram moderadamente inferiores no período mais recente da amostra do que no período anterior, ou seja, sugerindo-se que a expansão da produção de etanol de milho no Estado não teve efeito sobre a transmissão dos preços do grão. Para o Mato Grosso, por sua vez, nota-se efeito contrário sobre as correlações condicionais dinâmicas entre os retornos dos preços regionais de etanol e de milho, tendo o segundo período amostral evidenciado um aumento na transmissão, sobretudo na região de Rondonópolis.

Uma possível explicação para a diferença observada entre as praças relacionadas a Goiás e ao Mato Grosso se dá pelo fato da produção de etanol de cana-de-açúcar já ser largamente disseminada em Goiás desde meados da década de 2010, figurando como o segundo maior produtor nacional desde 2013. Nesse caso, o avanço da produção de etanol de milho não teve impactos tão expressivos na oferta total de etanol do Estado e, conseqüentemente, a variação dos preços do biocombustível seguiu mais a lógica do seu próprio mercado do que com os mercados (praças) regionais de milho. Já no Estado de Mato Grosso, a produção total de etanol cresceu aproximadamente 400% entre 2015/16 e 2023/24, com a produção de etanol de milho alterando sua participação de aproximadamente 0% para 79% da produção total do biocombustível no Estado nesse período (CONAB, 2024). Nesse sentido, um avanço dessa magnitude na moagem de milho para produção de etanol no Estado, e em uma curta janela temporal, tende a influenciar mais fortemente a relação entre os preços do biocombustível e do grão e, conseqüentemente, aumentar os efeitos de transmissão e contágio.

Com relação às transmissões entre os retornos dos preços de milho e de soja, observa-se um forte impacto no segundo período amostral, sobretudo nas praças de Rio Verde, Triângulo Mineiro e Sorriso. Tal evento é reflexo, sobretudo, da forte variação nos preços de ambas as *commodities* após o início da pandemia da Covid-19. Entende-se que os picos de preços observados para os dois produtos, bem como a forte oscilação entre 2020 e 2023, elevaram a volatilidade e, conseqüentemente, as correlações condicionais dinâmicas entre os mercados aumentou. Por outro lado, tal fenômeno distanciou o padrão de variação dos preços de milho com os de etanol (que não sofreram impactos de magnitudes similares aos dos preços de grãos)

e pode ter contribuído para subestimar os reais efeitos da transmissão e contágio entre os preços de etanol e de milho no segundo período amostral.

Ainda que os resultados não demonstrem uma assertividade acerca dos efeitos de transmissão nos preços dos mercados analisados, enfatiza-se que o estudo é inédito e engloba um tema ainda não explorado na literatura. Portanto, seus resultados não podem ser comparados com outros estudos similares. Ainda assim, no que tange ao aumento da transmissão de volatilidade entre os mercados de grãos no período pós pandemia da Covid-19, converge com as conclusões de estudos recentes, como Dmytrów *et al.* (2021), Just e Echaust (2022) e Palazzi *et al.* (2024).

Por fim, salienta-se que pesquisas futuras podem contribuir no avanço do entendimento do problema de pesquisa aqui proposto, ao introduzirem mais dados nas séries temporais que permitam particionar as estimações entre o período de baixa produção para alta produção de etanol de milho, excluindo, por exemplo, os dados de retornos do período crítico da pandemia da Covid-19, ou mesmo ajustando uma *dummy* exógena, buscando captar os efeitos aparentemente subestimados na relação entre os preços de etanol e de milho. Uma série temporal maior permitirá, também, aplicar outras técnicas de séries temporais, como, por exemplo, modelos de frequência-tempo ou de conectividade dinâmica.

## Referências

Akhtaruzzaman, M., Boubaker, S. & Sensoy, A. (2021). Financial contagion during COVID-19 crisis. *Finance Research Letters*, 38: 101604. doi: 10.1016/j.frl.2020.101604.

Balcilar, M., Gabauer, D. & Umar, Z. (2021). Crude Oil futures contracts and commodity markets: New evidence from a TVP-VAR extended joint connectedness approach. *Resources Policy*, 73: 102219. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102219>.

Balcombe, K. & Rapsomanikis, G. (2008). Bayesian estimation and selection of nonlinear vector error correction models: The case of the sugar-ethanol-oil nexus in Brazil. *American Journal of Agricultural Economics*, 90(3): 658-668. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2008.01136.x>.

Bentivoglio, D., Finco, A. & Bacchi, M. R. P. (2016). Interdependencies between biofuel, fuel and food prices: the case of the Brazilian ethanol market. *Energies*, 9: 464. <https://doi.org/10.3390/en9060464>.

Cabrera, B. L. & Schulz, F. (2016). Volatility linkages between energy and agricultural commodity prices. *Energy Economics*, 54: 190-203. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.11.018>.

Capitani, D. H. D. (2018). Biofuels and food: can Brazilian ethanol production affect domestic food prices? *Economia Aplicada*, 22(1): 141-162. <https://doi.org/10.11606/1980-5330/ea124294>.

Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA. (2024). *Indicadores de preços físicos*. Acesso em: <http://www.cepea.org.br>.

Colussi, J., Paulson, N., Schnitkey, G. & Baltz, J. (2023). Brazil emerges as corn-ethanol producer with expansion of second crop corn. *Farmdoc daily*, 13: 120, Department of

Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign, June 30, 2023.

CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. (2024). *Safras – series históricas*. Acesso em: <http://conab.gov.br>.

Dmytrów, K., Landmesser, J. & Bieszk-Stolorz, B. (2021). The Connections between COVID-19 and the Energy Commodities Prices: Evidence through the Dynamic Time Warping Method. *Energies*, 14: 4024. <https://doi.org/10.3390/en14134024>.

Drabik, D., De Gorter, H., Just, D. R. & Tilmisina, G. R. (2015). The economics of Brazil's ethanol-sugar markets, mandates, and tax exemptions. *American Journal of Agricultural Economics*, 97(5): 1433-1450. <https://doi.org/10.1093/ajae/aau109>.

Dutta, A. (2018). Cointegration and nonlinear causality among ethanol-related prices: evidence from Brazil. *GCB Bioenergy*, 10: 335-342. doi: 10.1111/gcbb.12495.

Eckert, C. T., Frigo, E. P., Albrecht, L. P., Christ, D., Santos, W. G., Berkembrock, E. & Egewarth, V. A. (2018). Maize ethanol production in Brazil: characteristics and perspectives. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 82: 3907-3912. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2017.10.082>.

Engle, R.F. (2002). Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3): 339. <https://doi.org/10.1198/073500102288618487>.

Gerveni, M., Serra, T., Irwin, S. H. & Hubbs, T. (2023). Price connectedness in U.S. ethanol terminal markets. *Energy Economics*, 124: 106759. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106759>.

Gonçalves, F. O., Perna, R. F., Lopes, E. S., Tovar, L. P., Maciel Filho, R. & Lopes, M. S. (2023). Strategies to ensure fuel security in Brazil considering a forecast of ethanol production. *Biomass*, 3: 1-17. <https://doi.org/10.3390/biomass3010001>.

Hallack, L. N., Kaufmann, R. & Szlko, A. S. (2020). Price discovery in Brazil: causal relations among prices for crude oil, ethanol, and gasoline. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 15(4): 230-251. <https://doi.org/10.1080/15567249.2020.1780346>.

Hernandez, J. A., Uddin, G. S., Dutta, A., Ahmed, A. & Kang, S. H. (2020). Are ethanol markets globalized or regionalized? *Physica, A*, 551: 124094. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.124094>.

Janda, K. & Kravec, P. (2022). VECM modelling of the price dynamics for fuels, agricultural commodities and biofuels. *EconStor Preprints*, 259404.

Kristoufek, L., Janda, K. & Zilberman, D. (2014). Price transmission between biofuels, fuels, and food commodities. *Biofuels, Bioproducts & Biorefining*. 8: 362-373. <https://doi.org/10.1002/bbb.1464>.

- Kristoufek, L., Janda, K. & Zilberman, D. (2016). Comovements of ethanol-related prices: evidence from Brazil and USA. *GCB Bioenergy*, 8: 346-356. <https://doi.org/10.1111/gcbb.12260>.
- Lima, C. R. A., Melo, G. R., Stosic, B. & Stosic, T. (2019). Cross-correlations between Brazilian biofuel and food market: ethanol versus sugar. *Physica A*, 513: 687-693. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.08.080>.
- Palazzi, R. B., Meira, E. & Klotzle, M. G. (2022). The sugar-ethanol-oil nexus in Brazil: exploring the pass-through of international commodity prices to national fuel prices. *Journal of Commodity Markets*, 28: 100257. <https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2022.100257>.
- Palazzi, R. B., Assaf, A. & Klotze, M. C. (2024). Dynamic connectedness between energy markets and the Brazilian cash market: An empirical analysis pre- and post-COVID-19. *Journal of Futures Markets*, 44: 27-56. <https://doi.org/10.1002/fut.22463>.
- Quintino, D. D., Cantarinha, A. & Ferreira, P. J. S. (2021). Relationship between US and Brazilian ethanol prices: new evidence based on fractal regressions. *Biofuels, Bioproducts and Biorefining*, 15(12): 1215-1220. <https://doi.org/10.1002/bbb.2192>.
- Rapsomanikis, G. & Hallam, D. (2006). Threshold cointegration in the sugar-ethanol-oil price system in Brazil: evidence from nonlinear vector error correction models. *Commodity and Trade Policy Research Working Paper*, 22, Rome: FAO.
- RPA – RPA News magazine. (2023). *Mapa das destilarias de etanol de cana-de-açúcar e de milho no Brasil em 2023*. Acesso em: <https://revistarpanews.com.br/mapa-de-usinas-2023/>.
- Saghaian, S., Nemati, M., Walters, C. & Chen, B. (2018). Asymmetric Price Volatility Transmission between U.S. Biofuel, Corn, and Oil Markets. *Journal of Agricultural and Resource Economics*. 43, 46-60. <https://www.jstor.org/stable/44840974>.
- Serra, T. (2011). Volatility spillover between food and energy market: a semiparametric approach. *Energy Economics*, 33: 1155-1164. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.04.003>.
- Serra, T. & Zilberman, D. (2013). Biofuel-related price transmission literature: A review. *Energy Economics*. 37, 141-151. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.02.014>.
- Silva, A. L. & Castañeda-Ayarza, J. A. (2021). Macro-environment analysis of the corn ethanol fuel development in Brazil. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 135: 110387. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2020.110387>.
- Trujillo-Barreras, A., Mallory, M. & Garcia, P. (2012). Volatility Spillovers in U.S. Crude Oil, Ethanol, and Corn Futures Markets. *Journal of Agricultural and Resource Economics*. 37(2), 247-262. <http://www.jstor.org/stable/23496711>.
- Vacha, L., Karrel, J., Kristoufek, L. & Zilberman, D. (2013). Time-frequency dynamics of biofuel-fuel-food system. *Energy Economics*. 40(1), 233-241. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.06.015>.

UNEM. União Nacional do Etanol de Milho. (2024). *Unem projeta alta de 36% na produção de etanol de milho*. Acesso em: <https://etanoldemilho.com.br/2023/03/07/unem-projeta-alta-de-etanol-de-milho/>.

UNICA. União da Indústria de Cana-de-Açúcar. (2023). *Histórico de moagem e produção*. Acesso em: <http://unicadata.com.br>.

Zhang, Z., Lohr, L., Escalante, C. L. & Wetzstein, M. E. (2010). Food versus fuel: What do prices tell us? *Energy Policy*, 38(1), 445–451. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.09.034>.