

Análise da correlação cruzada multifractal entre os mercados de milho e etanol no Centro-Oeste do Brasil

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).

ANÁLISE DA CORRELAÇÃO CRUZADA MULTIFRACTAL ENTRE OS MERCADOS DE MILHO E ETANOL NO CENTRO-OESTE DO BRASIL¹

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 2023/24, representou 14,2% da oferta doméstica total, com 4,4 bilhões de litros produzidos, enquanto na safra 2024/25, as projeções apontam 8,2 bilhões de litros, ou 22% da produção total (UNICA, 2025; CONAB, 2025).

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. 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, 2025).

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.

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.

Com o substancial aumento na produção de etanol de milho no Brasil nos últimos anos, este estudo tem como objetivo avaliar a correlação cruzada entre os mercados regionais de etanol e milho no Brasil, com foco nas praças produtoras do cereal no Centro-Oeste.

Especificamente, serão consideradas as praças produtoras de grãos regionalmente no entorno das principais destilarias de etanol de milho, incluindo as usinas flex, sendo as regiões de análise Rio Verde, em Goiás, Sorriso e Rondonópolis, em Mato Grosso, Dourados, Chapadão do Sul e Maracaju, em Mato Grosso do Sul, e Triângulo Mineiro, em Minas Gerais (esta última por sua proximidade com Rio Verde). Também são analisadas as relações entre os

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

principais estados produtores de etanol no Centro-Oeste, Mato Grosso e Goiás, e o principal produtor de etanol no Brasil, São Paulo. O período de análise se dá entre as safras de 2015/16 e 2024/25. Duas janelas temporais são consideradas, buscando identificar se ocorreram diferenças na correlação cruzada entre os mercados regionais de etanol e de milho, após a expansão da produção do biocombustível localmente. Para a estimação da correlação cruzada, utiliza-se o modelo *MultiFractal Detrended Fluctuation cross-correlation Analysis* (MF-X-DFA ou MF-DCCA).

Entende-se que este estudo pode subsidiar e oferecer novas percepções a respeito da formação de preços regionais de grãos e biocombustíveis, especialmente no arranjo produtivo da região Centro-Oeste e na dinâmica da formação de preços de etanol no Brasil. Em geral, pode trazer novas considerações para compreensão da formação de preços de biocombustíveis no país, bem como na compreensão de como a inserção do milho como matéria-prima para etanol pode afetar a dinâmica entre a produção de alimentos e de biocombustíveis no país.

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; Kristoufek *et al.*, 2016). 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 percussores 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, Gerven *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.

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.* (2016), Dutta (2018), Hallack *et al.* (2020) 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, a relação com o milho não foi considerada.

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).

Já a expansão da produção do etanol de milho e seus impactos na dinâmica de preços e volatilidade no mercado doméstico foram ponto de estudo de Justus et al. (2024), Capitani et al. (2024). O primeiro estudo aplicou a análise para a cointegração e choques entre os mercados de milho etanol no Mato Grosso e milho nos EUA após a expansão, não encontrando evidências de alteração no padrão da formação dos preços. Capitani et al. (2024) estimaram a conectividade dinâmica nos mercados regionais de milho, etanol e soja, comparando os períodos pré- e pós-expansão da produção de etanol de milho no Brasil. Seus resultados encontraram poucas evidências de alterações entre o etanol e o milho, porém, com algum aumento no efeito de transmissão nas praças produtoras de Mato Grosso.

3. Metodologia

3.1. Dados

Os dados utilizados neste estudo consistem nos preços físicos de milho e etanol hidratado. Os preços de etanol são semanais e calculados para os Estados de Mato Grosso, Goiás e São Paulo, sendo coletados junto ao Cepea/Esalq/USP. Quanto aos preços físicos de milho, foram coletados nas principais praças de referência à produção de etanol de milho no Centro-Oeste e áreas vizinhas consideradas como regiões de influência. Para isso, considerou-se as praças de Sorriso e Rondonópolis, referenciadas à produção do Mato Grosso; Rio Verde, Chapadão do Sul e Triângulo Mineiro, referenciadas como correlatas à produção de etanol no estado de Goiás; e Dourados e Maracaju, referenciadas como correlatas à produção em São Paulo. Muito embora algumas regiões produtoras de milho estejam localizadas em estados diferentes à referência do preço do etanol, como nos casos do Triângulo Mineiro e das praças do Mato Grosso do Sul, considera-se sua proximidade geográfica à região onde se concentram usinas produtoras de etanol de milho. No caso das regiões do Mato Grosso do Sul, destaca-se, ainda, uma limitação de dados de preços de etanol nesse estado, impossibilitando uma análise restrita ao estado. Complementarmente, também se avalia a correlação cruzada entre os mercados de etanol nos estados de Mato Grosso, Goiás e São Paulo.

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 pertencentes à LSEG, de acesso institucional. Os preços são disponibilizados diariamente e foram transformados para preços médios 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, três 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, Goiás e São Paulo

Região de referência para análise	Praças e preços levantados
Mato Grosso	Etanol: média estado de Mato Grosso Milho: praças Sorriso e Rondonópolis
Goiás	Etanol: média estado de Goiás Milho: praças de Rio Verde, Triângulo Mineiro e Chapadão do Sul
São Paulo	Etanol: média estado de São Paulo Milho: praças Dourados e Maracaju

O período analisado se inicia em 01 de julho de 2015 e termina em 30 de junho de 2025, em uma amostra com 519 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 já representa quase um quarto 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 0,1% e 2% da produção total de biocombustível. O segundo período compreende o intervalo entre julho de 2019 a junho de 2025, em que a produção foi sempre superior variou entre 5% e 22% da produção nacional.

3.2. Procedimentos metodológicos

Para a pesquisa, será adotado o modelo para análise da correlação cruzada entre os retornos, derivados do *MultiFractal Detrended Fluctuation cross-correlation Analysis* (MF-X-DFA ou MF-DCCA) proposto por Zhou (2008) e utilizando o pacote MF DFA do software *R*. Este método examina o comportamento multifractal das correlações cruzadas entre duas séries, $y(i)$ e $x(i)$, com tamanho N , $i=1,2,\dots,N$. O método MF-X-DFA parte de cinco passos.

O primeiro passo consiste na determinação do perfil das duas séries. No segundo passo, aplica-se a divisão das duas séries $\{X(i)$ e $Y(i)\}$ em $N_s = \text{int}(N/s)$, com seguimentos sobrepostos de comprimento igual a s . Quando N não é um múltiplo inteiro de s , o processo é repetido a partir das caudas de distribuição das séries. Então, $2N_s$ podem ser obtidos conjuntamente. No terceiro passo, as tendências de $X^v(i)$ e $Y^v(i)$ para cada segmento v ($v = 1, 2, 3, \dots, 2N_s$) são avaliadas para os mínimos quadrados ajustados com polinômio de ordem m . Assim, a função de covariância é:

$$F^2(s, v) = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^s |X((v-1)s + i) - X^v(i)| \cdot |Y((v-1)s + i) - Y^v(i)| \quad (01)$$

e para cada segmento v , $v = N_s + 1, \dots, 2N_s$ segue,

$$F^2(s, v) = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^s |X(N - (v - N_s)s + i) - X^v(i)| \cdot |Y(N - (v - N_s)s + i) - Y^v(i)| \quad (02)$$

Sequencialmente, no quarto passo, a função de flutuação de ordem q é obtida pela média de todos os segmentos, como segue:

$$F_q(s) = \left\{ \frac{1}{2N_s} \sum_{v=1}^{2N_s} [F^2(s, v)]^{q/2} \right\}^{1/q} \quad (03)$$

para $q=0$, a função é obtida:

$$F_0(s) = \exp \left\{ \frac{1}{4N_s} \sum_{v=1}^{2N_s} \ln[F^2(s, v)] \right\} \quad (04)$$

Finalmente, no quinto passo, o comportamento de escala das flutuações é obtido analisando o gráfico log-log de $F_q(s)$ em relação a s . Se as séries $y(i)$ e $x(i)$ são correlacionadas no longo prazo, $F_q(s)$ crescerá quando s apresentar grandes valores.

$$F_q(s) \sim s^{H_{xy}(q)} \quad (05)$$

O log de $F_q(s)$ é representado por:

$$\log F_q(s) = H_{xy}(q) \log(s) + \log A \quad (06)$$

em que $H_{xy}(q)$ é conhecido como expoente generalizado de correlação cruzada. Se $H_{xy}(q)$ é dependente de q , a correlação cruzada será multifractal. Do contrário, será monofractal (Ghazani e Khosravi, 2020). A escala de comportamento do segmento com alta flutuação é obtida de um q positivo. Se $q < 0$, entende-se baixa flutuação. Para $q = 2$, $H_{xy}(q)$ terá a mesma interpretação que um expoente de Hurst univariado (Cao et al., 2018). Portanto, a correlação cruzada será persistente para $H_{xy}(2) > 0,5$. Para $H_{xy}(2) < 0,5$, a correlação será anti-persistente, o que significa que um aumento nos preços é provavelmente seguida de uma subsequente queda. Entretanto, se $H_{xy}(2) = 0,5$, não haverá correlação cruzada (intervalo muito curto). O cálculo de ΔH pode ser usado para medir o grau de multifractalidade variável no tempo, como segue:

$$\Delta H = H_{max}(q) - H_{min}(q) \quad (07)$$

Os maiores níveis de Δh indicam um forte grau de multifractalidade.

Uma medida adicional utilizada para quantificar o grau de multifractalidade é a medida de eficiência (MDM), conforme proposto por Wang et al. (2009) e retomado por Kakinaka e Umeno (2022). O MDM é calculado da seguinte forma:

$$D = 1/2(|H(q = -10) - 0,5| + |H(q = 10) - 0,5|) \quad (08)$$

O valor de $D=0$ indica ausência de variação no expoente de Hurst, com convergência para 0,5, caracterizando uma estrutura monofractal. Quando o D apresenta valor positivo, a série apresenta comportamento persistente. Para D negativo indica antipersistência.

Também é possível estimar um expoente de escala multifractal. Segundo Kantelhardt et al. (2002), esse expoente é representado por $\tau(q)$.

$$\tau_{xy}(q) = qH_{xy}(q) - 1 \quad (09)$$

A multifractalidade da série é obtida a partir do espectro $f(\alpha)$, o qual se relaciona com $\tau(q)$ por meio de uma transformação de Legendre, conforme descrito a seguir:

$$\alpha = H_{xy}(q) + qH'_{xy}(q) \quad (10)$$

onde α representa a primeira derivada de $\tau(q)$, sendo denominado expoente de singularidade ou expoente de Hölder. Já $f(\alpha)$ corresponde ao espectro de singularidade, também chamado espectro multifractal.

Em séries monofractais, os parâmetros espectrais tendem a assumir valores próximos a $\alpha=H(2)$ e $f(\alpha)=1$. A forma da curva $f(\alpha)$ em função de α revela a complexidade das diferentes partes da série temporal. Um formato de parábola invertida no gráfico $f(\alpha)$ indica a presença de multifractalidade, conforme apontado por Cao et al. (2018).

A largura do espectro multifractal, denotada por $\Delta\alpha$ é expressa por:

$$\Delta\alpha = \max(\alpha) - \min(\alpha) \quad (11)$$

Choi (2021) também propõe o cálculo de um parâmetro de assimetria espectral, definido conforme expressão 12.

$$\theta = \frac{(\alpha_0 - \alpha_{min}) - (\alpha_{max} - \alpha_0)}{(\alpha_0 - \alpha_{min}) + (\alpha_{max} - \alpha_0)} \quad (12)$$

onde α_0 representa o valor de α associado ao ponto de máximo de $f(\alpha)$.

O parâmetro θ permite avaliar a dominância das flutuações no espectro multifractal. Quando $\theta = 0$, tanto grandes quanto pequenas flutuações contribuem igualmente para a multifractalidade. Se $\theta > 0$, as grandes flutuações predominam, evidenciando uma assimetria à esquerda no espectro. Por outro lado, o $\theta < 0$ indica que pequenas flutuações são a principal fonte de multifractalidade, com o espectro apresentando assimetria à direita.

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.

Tabela 1 – Estatística descritiva dos retornos dos preços em análise

	Média	Mín.	Máx.	Desvio	Assim.	Curt.	JB test	ADF p-value
<i>Período I (Jul. 2015 - Jun. 2019)</i>								
Sorriso	0,0027	-0,1727	0,1588	0,0527	0,0613	3,9323	7,5887	0,0000
Rondonópolis	0,0017	-0,115	0,1879	0,0418	0,1492	5,0103	35,4540	0,0000
Etanol MT	0,0010	-0,0917	0,0984	0,0255	1,1143	7,3405	204,3410	0,0000
Chapadão	0,0017	-0,1285	0,1891	0,0450	0,1984	4,8391	30,3819	0,0000
Triâng. MG	0,0020	-0,0995	0,1217	0,0339	-0,0391	4,7624	26,7134	0,0000
Rio Verde	0,0018	-0,1614	0,1065	0,0353	-0,3881	5,3595	52,9583	0,0000
Etanol GO	0,0012	-0,1614	0,1405	0,0392	-0,8349	6,8198	149,1681	0,0000
Dourados	0,0018	-0,1617	0,1742	0,0426	-0,1051	5,6781	61,9424	0,0000
Maracaju	0,0021	-0,1825	0,1541	0,0462	-0,5111	5,4521	60,5785	0,0000
Etanol SP	0,0014	-0,1442	0,1404	0,0332	-0,2037	7,0533	142,4418	0,0000
<i>Período II (Jul. 2019 - Jun. 2025)</i>								
Sorriso	0,0021	-0,176	0,1393	0,0467	-0,3937	4,8779	53,9034	0,0000
Rondonópolis	0,0023	-0,1786	0,1412	0,0375	-0,2762	5,3113	73,4123	0,0000
Etanol MT	0,0018	-0,1352	0,1043	0,0263	-0,6141	7,6145	296,4224	0,0000
Chapadão	0,0020	-0,2105	0,1162	0,0361	-0,8835	8,4434	425,7873	0,0000
Triâng. MG	0,0024	-0,1479	0,1288	0,0366	-0,0891	5,1896	62,7398	0,0000
Rio Verde	0,0020	-0,1627	0,1028	0,0349	-0,4106	4,9143	56,4095	0,0000
Etanol GO	0,0018	-0,2503	0,1261	0,0376	-1,1794	11,3966	988,8767	0,0000
Dourados	0,0018	-0,1461	0,1197	0,0340	-0,4318	5,3350	80,5752	0,0000
Maracaju	0,0019	-0,1238	0,1095	0,0353	-0,3034	4,5967	37,9305	0,0000
Etanol SP	0,0015	-0,1725	0,1172	0,0356	-1,0131	7,3411	298,3520	0,0000

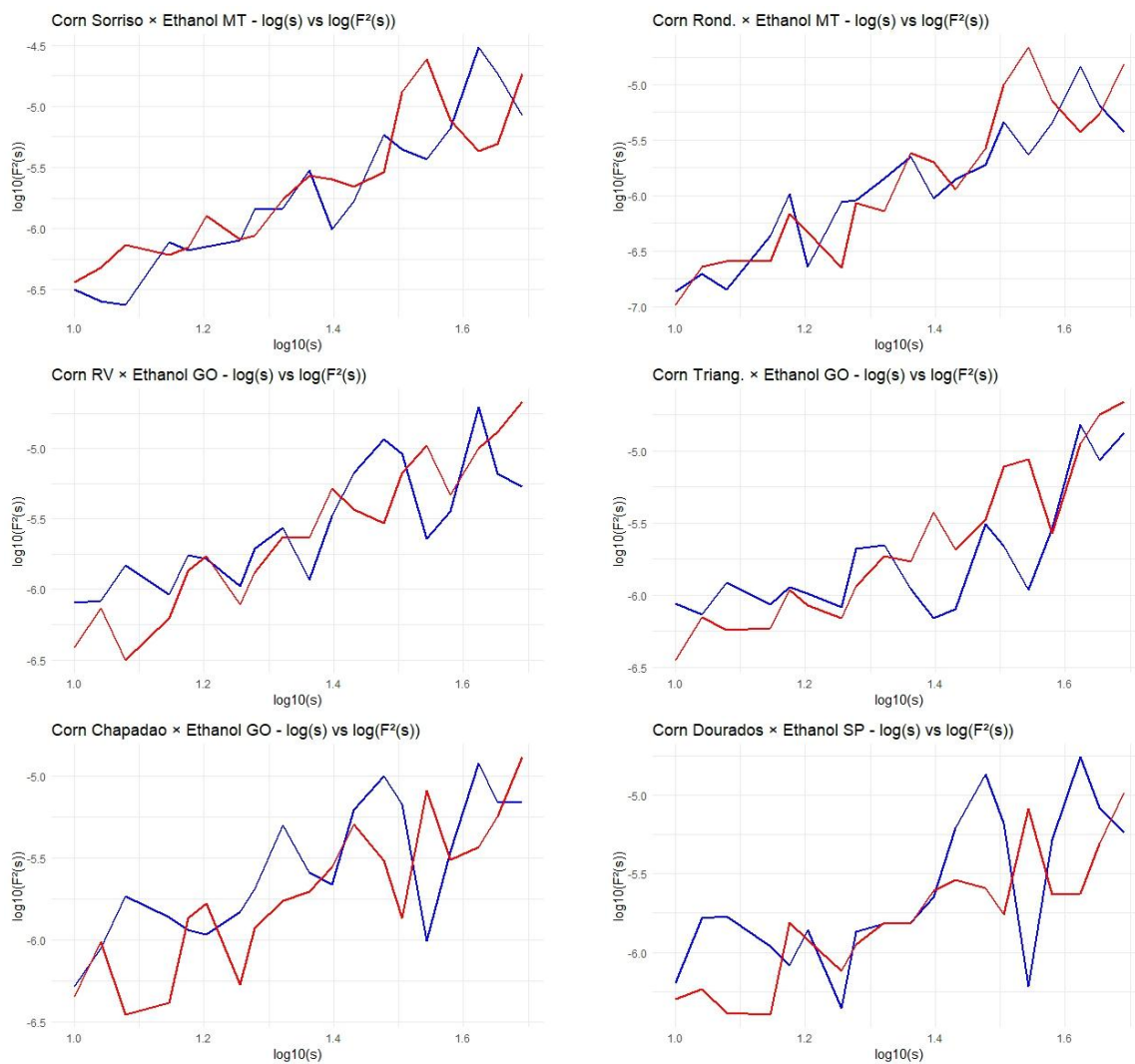
Nota: Praças regionais se referem a preços de milho ao atacado; JB test – teste de Jarque Bera; ADF – teste de raiz unitária de Dickey Fuller aumentado.

A primeira amostra, de 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 junho de 2025, 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. Quanto aos desvios, é possível observar um patamar ligeiramente menor no segundo

período amostral. O segundo período apresenta, também, uma assimetria negativa das distribuições dos retornos em todos os mercados e uma tendência de aumento da curtose na maior parte dos mercados, indicando aumento de eventos extremos e negativos nas séries analisadas.

Os resultados a seguir apresentam a relação multifractal entre os preços regionais do milho e os preços estaduais de etanol, bem como a relação entre os mercados estaduais de etanol. A análise também apresenta a comparação nos períodos anterior e posterior à expansão da produção de etanol de milho no Brasil. Atenta-se, ainda, que o modelo MF-X-DFA considera a relação entre os pares de duas séries temporais, sendo sua estimação realizada de acordo com o apresentado no Quadro 1.

Primeiramente, a Figura 1 apresenta os gráficos dos pares correspondentes, utilizando-se a relação log-log entre a escala tempo $\log(s)$ e a função de flutuação $\log(F^2(s))$.



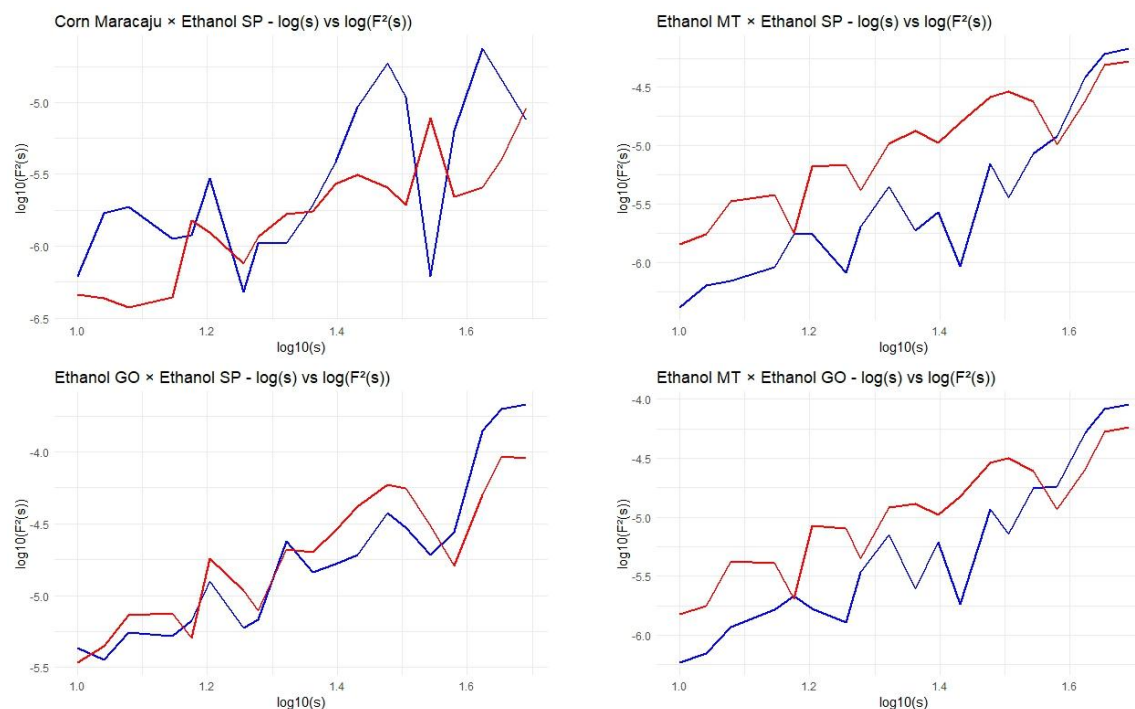


Figura 1 – Função de flutuação cruzada log-log

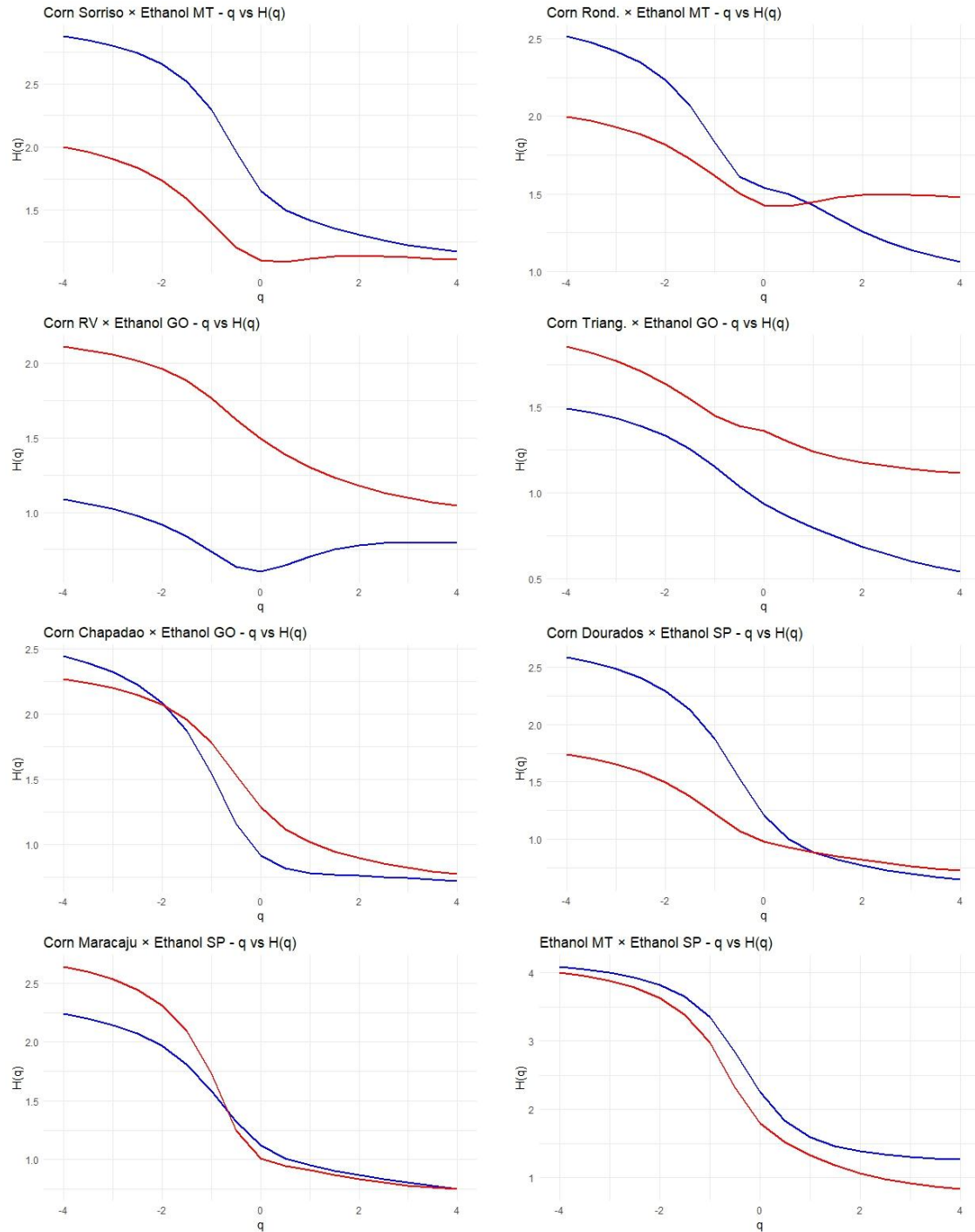
Nota: Curva azul – período I (jul. 2015- jun. 2019); curva vermelha – período II (jul. 2019 – jun. 2025).

Os gráficos apresentados na Figura 1 permitem inferir, essencialmente, a persistência das correlações, uma vez que o expoente de Hurst generalizado $H(q=2)$, representado pela inclinação da curva log-log, é maior que 0,5 em todas as relações de pares analisadas. Os valores exatos estão reportados na Tabela 2. A persistência das correlações sugere que a interação entre o milho e o etanol é complexa e varia regionalmente. Tais evidências indicam que a correlação entre as séries tende a se manter ao longo de diferentes escalas temporais, sugerindo comportamento de longo prazo nas inter-relações entre os retornos. A inclinação das curvas apresenta mudanças na maior parte dos mercados analisados, indicando possíveis alterações na intensidade da dependência temporal ao longo do período analisado, ou seja, de que o comportamento de longo prazo foi alterado.

Analisando a relação entre as regiões, destaca-se o padrão observado para as praças do Mato Grosso (Sorriso e Rondonópolis), onde as curvas para o segundo período (vermelhas) apresentam um deslocamento para cima ou maior inclinação em relação à linha do primeiro período (azul), especialmente em escalas maiores, o que pode sugerir que, após 2019, houve intensificação da correlação cruzada o que, por sua vez, pode sinalizar um padrão de aumento na integração entre os mercados de milho e de etanol nesse estado devido à ampliação exponencial da produção do biocombustível no estado a partir de meados de 2020. Da mesma forma, um padrão similar pode ser observado na relação entre os mercados de etanol no Mato Grosso com os do estado de São Paulo e de Goiás, com a linha vermelha apresentando um deslocamento ascendente e maior inclinação em relação à linha azul, porém, em menores escalas.

Em contrapartida, outra questão a se destacar é a atenuação da relação fractal (em escalas menores) no período mais recente nas três praças do Mato Grosso do Sul, onde as curvas azuis sobrepõem, majoritariamente, às vermelhas, com maior dispersão e menor crescimento da função de flutuação, sugerindo redução na co-movimentação entre os preços dessas localidades. Isso pode refletir, no entanto, a limitação do uso de dados de outros estados para a análise dessas regiões, especialmente no caso de Dourados e Maracaju, mais distantes dos polos produtores de referência na ponderação dos preços de São Paulo.

Sequencialmente, de forma a aprofundar a compreensão da estrutura multifractal da interação entre os mercados analisados, apresenta-se a análise dos expoentes de Hurst cruzados $H(q)$ para diferentes ordens de momento q , o que permite evidenciar como o expoente de Hurst generalizado muda com diferentes momentos q (Figura 2).



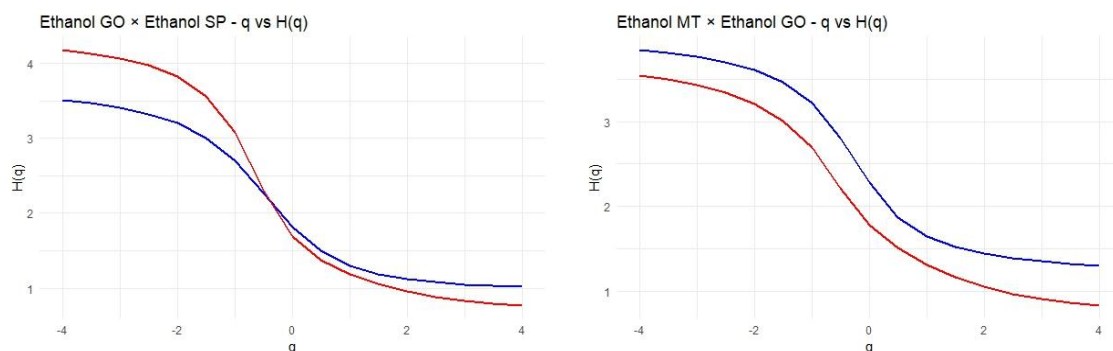


Figura 2 - Curvas $H(q)$ de escalamento multifractal

Nota: Curva azul – período I (jul. 2015- jun. 2019); curva vermelha – período II (jul. 2019 – jun. 2025).

A partir da análise dos diferentes gráficos expressos na Figura 2, é possível observar que todas as curvas são decrescentes, indicando um comportamento multifractal entre os mercados. Em geral, os gráficos revelam uma dependência de $H(q)$ em relação a q para os dois períodos em análise (curvas azuis e vermelhas), o que confirma a presença de multifractalidade cruzada em ambas as janelas temporais². Ao analisar especificamente as relações nos pares de mercados analisados, destacam-se dois grupos distintos. O primeiro grupo das praças de Sorriso e Rondonópolis em relação ao mercado de etanol no Mato Grosso, e de Dourados, em relação ao mercado de etanol de São Paulo. É possível analisar nos gráficos desses pares de séries que a curva azul (período 2015-2019) apresenta maior amplitude na variação de $H(q)$, em que a maior dispersão indica um grau mais elevado de heterogeneidade das flutuações conjuntas entre os retornos dos preços de milho e etanol no período anterior à expansão, havendo maior diversidade nos padrões de co-flutuação (regimes de alta e baixa volatilidade). No segundo período (2019–2025), embora a multifractalidade persista, observa-se uma curva mais comprimida. A redução na amplitude multifractal sugere que, após 2019, as interações entre os dois mercados tornaram-se mais homogêneas em termos de estrutura de flutuação, podendo refletir uma maior integração entre os mercados como resultado da expansão da produção do etanol de milho. Referente ao comportamento da praça de Rio Verde em relação ao etanol de Goiás, observa-se efeito inverso, não evidenciando aumento da integração após a expansão da produção do etanol a partir do milho.

O segundo grupo a se considerar são nas praças do Triângulo Mineiro e Chapadão do Sul em relação ao etanol de Goiás, de Maracaju em relação ao mercado de etanol de São Paulo, e nas relações entre os mercados de etanol dos estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e de São Paulo, em que não há diferenças evidentes entre as curvas de ambos os períodos amostrados, não sendo possível inferir diferenças no padrão multifractal entre as séries. Porém, assim como nas demais praças, nota-se a persistência das correlações em pequenas e grandes flutuações.

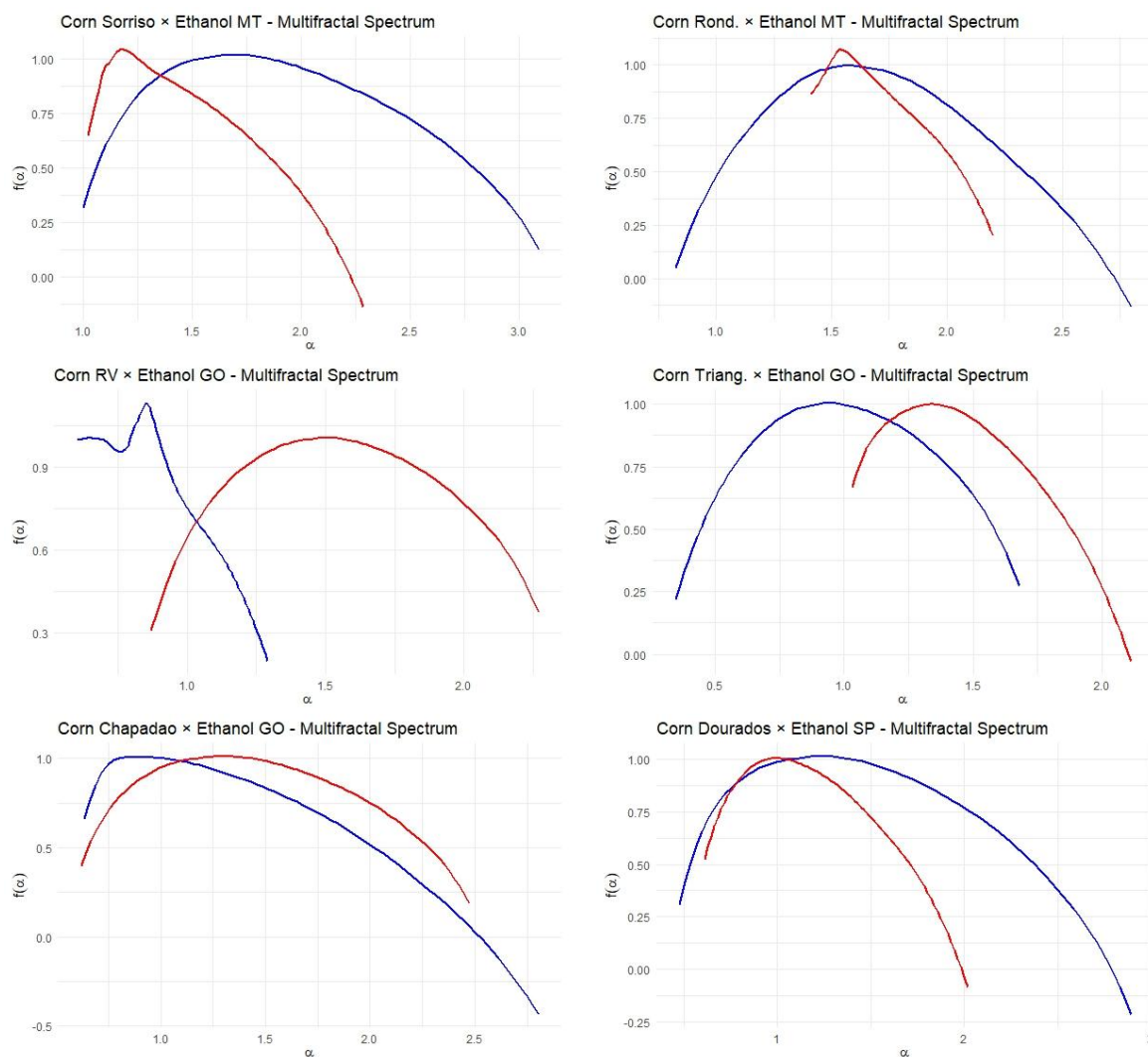
Outro ponto a se destacar é a inclinação das curvas para valores negativos de q (que capturam pequenas flutuações). À exceção da amostra do período 2015-2019 (curva azul) para a relação entre os retornos dos preços de milho em Rio Verde e etanol em Goiás, todas as demais curvas para os demais pares analisados apresentaram valores elevados de $H(q)$, sinalizando que até mesmo as pequenas flutuações nos preços estavam correlacionadas de maneira persistente no passado. Ainda, na relação entre praças de etanol e de milho no Mato Grosso (Sorriso e Rondonópolis), observa-se uma redução mais acentuada nos valores de $H(q)$ para $q > 0$ (associados a grandes flutuações) para o período I (curva azul). Neste sentido, os resultados sugerem que para os mercados destas regiões se tornaram mais coesos na resposta a choques maiores no período mais recente, o que não pode ser, por sua vez, observado para as demais

² Em séries com comportamento monofractal, os expoentes de Hurst $H(q)$ são constantes para todos valores de q .

praças e mercados em análise, em que as amostras, de certa forma, se igualaram sob grandes flutuações.

Em síntese, tais resultados possibilitam assumir, ainda que parcialmente, que o vínculo entre os mercados de milho e etanol no estado do Mato Grosso se intensificou no segundo período analisado, além de apresentar menor variabilidade na estrutura de co-flutuação, indicando uma transição de um regime multifractal mais disperso para um mais concentrado e interdependente.

A figura 3, a seguir, reúne os espectros multifractais dos pares de mercados de milho e etanol analisados regionalmente e de etanol de forma nos diferentes estados. De maneira geral, os espectros revelam que a estrutura de complexidade das séries sofreu alterações de um período ao outro.



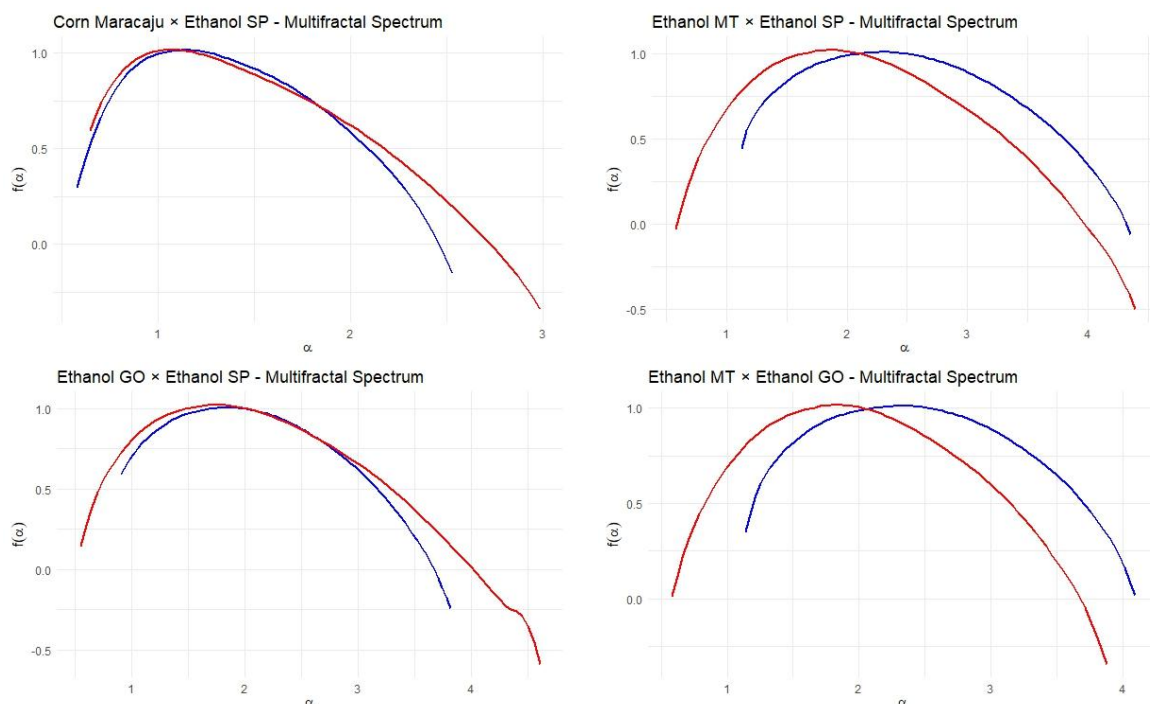


Figura 3 - Espectros multifractais $f(\alpha)$

Nota: Curva azul – período I (jul. 2015- jun. 2019); curva vermelha – período II (jul. 2019 – jun. 2025).

Os espectros multifractais reportados na Figura 3 sugerem que a expansão do etanol de milho no Centro-Oeste pode ter estimulado mudanças estruturais na dinâmica conjunta entre os mercados de milho e de etanol, refletidas na maior complexidade, diversidades de escalas e padrões de flutuações nas séries no segundo período considerado (2019-2025). Essas alterações, no entanto, são evidentes em algumas localidades, indicando um impacto heterogêneo da expansão produtiva.

É possível constatar que nos pares de mercados em que a curva vermelha se alarga em relação à curva azul há um aumento na multifractalidade após a expansão da produção do etanol de milho. Tal resultado mostra uma maior heterogeneidade local nas flutuações e possível intensificação de comportamentos extremos ou dinâmicas menos previsíveis nos mercados. Pode-se, nesse caso, observar o comportamento entre as regiões produtoras de milho em Sorriso com o etanol de Mato Grosso, de Dourados com o etanol de São Paulo e de Rio Verde com o etanol de Goiás, além da relação entre os mercados de etanol de Mato Grosso e São Paulo.

No caso da relação entre milho Sorriso e etanol Mato Grosso, o deslocamento é para a esquerda, indicando maior ocorrência de flutuações abruptas e intermitentes após a expansão da produção de etanol no estado. O contrário se observa entre milho Triângulo Mineiro e etanol Goiás e etanol Mato Grosso e etanol Goiás, cujo deslocamento da curva vermelha para a direita indica um aumento na predominância de flutuações mais suaves e persistentes.

Por fim, na Tabela 2 são apresentados os espectros multifractais e seus indicadores para os pares de mercados analisados, que corroboram com os resultados apresentados nos gráficos das Figuras 1, 2 e 3. A análise dos indicadores multifractais apresentados na Tabela 2 reafirmam as evidências anteriores revelando que, em ambos os períodos, a maioria das séries apresenta valores de $H(q=2)$ superiores a 0,5, indicando persistência de longo prazo nas correlações cruzadas. Observa-se também a leve redução nos valores do segundo período para alguns pares envolvendo milho, sugerindo uma possível diminuição da dependência temporal nessas relações. A amplitude da multifractalidade, capturada por ΔH , tende a ser mais elevada no primeiro período, especialmente entre as correlações compostas exclusivamente pelas praças

de etanol, o que indica maior heterogeneidade nos processos de flutuação. A medida de eficiência (MDM) corrobora esses resultados, sendo geralmente mais alta no primeiro período, refletindo maior intensidade multifractal. No segundo período, embora a multifractalidade permaneça presente, nota-se uma relativa redução na complexidade para algumas correlações com milho, ao passo que as correlações entre regiões produtoras de etanol mantêm ou ampliam seu grau de multifractalidade, sugerindo maior integração e interdependência entre esses mercados a partir de 2019.

Tabela 2 - Indicadores multifractais estimados para os pares de mercados em análise (2015-jun/2019 e jul/2019-2025)

	$H(q=2)$	H_{min}	H_{max}	ΔH	α_{Min}	α_{Max}	$\Delta\alpha$	θ	MDM
<i>Período I (Jul. 2015 - Jun. 2019)</i>									
Milho Sorriso × Etanol MT	1,303	1,172	2,872	1,700	1,006	3,092	2,086	0,091	1,522
Milho Rond. × Etanol MT	1,258	1,063	2,515	1,452	0,828	2,799	1,971	0,202	1,289
Milho RV × Etanol GO	0,779	0,604	1,087	0,483	0,634	1,285	0,651	0,097	0,440
Milho Triang. × Etanol GO	0,686	0,542	1,494	0,953	0,352	1,676	1,324	-0,023	0,518
Milho Chapadao × Etanol GO	0,759	0,719	2,442	1,723	0,643	2,804	2,161	0,565	1,081
Milho Dourados × Etanol SP	0,768	0,647	2,588	1,941	0,482	2,893	2,411	0,153	1,118
Milho Maracaju × Etanol SP	0,870	0,754	2,239	1,485	0,587	2,528	1,941	0,235	0,997
Etanol MT × Etanol SP	1,393	1,267	4,086	2,819	1,129	4,353	3,223	-0,108	2,176
Etanol GO × Etanol SP	1,119	1,018	3,510	2,492	0,915	3,822	2,907	0,102	1,764
Etanol MT × Etanol GO	1,443	1,304	3,846	2,542	1,145	4,092	2,948	-0,190	2,075
<i>Período II (Jul. 2019 - Jun. 2025)</i>									
Milho Sorriso × Etanol MT	1,140	1,094	2,000	0,907	1,033	2,287	1,254	0,490	1,055
Milho Rond. × Etanol MT	1,492	1,420	1,999	0,578	1,420	2,199	0,779	0,271	1,238
Milho RV × Etanol GO	1,177	1,044	2,112	1,068	0,876	2,269	1,393	-0,053	1,078
Milho Triang. × Etanol GO	1,176	1,116	1,853	0,737	1,036	2,109	1,073	0,184	0,984
Milho Chapadao × Etanol GO	0,892	0,770	2,268	1,498	0,622	2,473	1,850	0,017	1,019
Milho Dourados × Etanol SP	0,818	0,729	1,743	1,015	0,613	2,015	1,401	0,244	0,736
Milho Maracaju × Etanol SP	0,834	0,749	2,639	1,890	0,648	2,980	2,332	0,564	1,194
Etanol MT × Etanol SP	1,067	0,835	3,999	3,164	0,577	4,389	3,812	0,152	1,917
Etanol GO × Etanol SP	0,956	0,765	4,181	3,416	0,552	4,607	4,056	0,270	1,973
Etanol MT × Etanol GO	1,051	0,828	3,542	2,714	0,581	3,880	3,299	0,019	1,685

A análise dos parâmetros espectrais α_{min} , α_{max} , $\Delta\alpha$ e θ reforça a presença de multifractalidade nas séries já evidenciadas. Os valores de $\Delta\alpha$ mostram numericamente a largura do espectro multifractal reportados na Figura 3. Os valores elevados em ambos os períodos indicam uma ampla diversidade na intensidade das flutuações, refletindo elevada heterogeneidade no comportamento das séries, especialmente para os mercados estaduais de etanol, que atingiram amplitudes superiores a 4 no segundo período.

Quanto ao parâmetro de assimetria θ , os resultados revelam que a maioria das séries apresenta valores positivos, especialmente no segundo período, o que indica uma predominância das grandes flutuações como principais fontes de multifractalidade. Em contrapartida, alguns pares, como o mercado de milho em Rio Verde com o de etanol em Goiás, mantêm θ próximo de zero ou ligeiramente negativo, sugerindo contribuição mais significativa das pequenas flutuações ou equilíbrio entre ambas. Esses padrões reforçam a ideia de que, a partir de 2019, há uma intensificação das dinâmicas multifractais nos mercados de etanol, ao passo que as séries envolvendo milho tendem a apresentar menor amplitude e assimetria no espectro multifractal.

5. Considerações finais

Este estudo avaliou os impactos da recente expansão na produção de etanol de milho no Brasil, concentrada na região Centro-Oeste, na dinâmica entre os mercados locais de milho e etanol, e entre os mercados estaduais de etanol no Brasil. Para isso, utilizou-se de um modelo MF-X-DFA para análise da correlação cruzada entre os referidos mercados, tomando como base de comparação as safras anteriores e posteriores ao boom na produção do etanol de milho.

Em geral, os resultados apontam uma heterogeneidade entre os dois períodos analisados ao se analisar cada uma das relações dos mercados de milho e etanol, e entre os estados produtores de etanol. A priori, observa-se um efeito de persistência das correlações entre as séries, sugerindo que a interação entre o milho e o etanol é complexa e varia regionalmente.

Para a maior parte das análises regionais, não é possível identificar efeitos de mudanças no padrão de multifractalidade que indique um aumento na correlação cruzada entre os mercados, independentemente da expansão da produção do etanol de milho. Porém, em alguns casos isolados, especialmente nas praças do estado do Mato Grosso, os resultados sugerem que as interações entre os mercados de milho e etanol tornaram-se mais homogêneas em termos de estrutura de flutuação, podendo refletir uma maior integração após o período de expansão. Os espectros multifractais indicam que a expansão do etanol de milho no Centro-Oeste pode ter estimulado mudanças estruturais na dinâmica conjunta entre os mercados de milho e de etanol. Já entre os estados, os resultados evidenciam uma intensificação das dinâmicas multifractais a partir da expansão do etanol de milho. Tal evidência sugere que o avanço da produção no Centro-Oeste tem tido afetado a dinâmica da correlação cruzada no mercado doméstico de etanol e, potencialmente, acarretar mudanças na formação de preços do biocombustível, até então, majoritariamente concentrada em São Paulo e com influências correlatas do mercado de açúcar (Bentivoglio et al., 2016; Lima et al., 2019; Palazzi et al., 2022).

Ainda que os resultados não demonstrem uma clareza das mudanças na correlação cruzada entre os preços dos mercados analisados, enfatiza-se que o estudo apresenta uma limitação da série de dados e engloba uma questão conjuntural ainda em curso. Seus resultados estão parcialmente convergentes com os achados de Justus et al. (2024) e Capitani et al. (2024), que encontraram pouco efeito de transmissão entre os mercados de etanol e milho no Centro-Oeste. Ainda assim, o fato do aumento da correlação cruzada no período mais recente nas regiões de Mato Grosso está em linha com os resultados de Capitani et al. (2024), que identificaram um discreto aumento na conectividade dinâmica neste estado.

Referências

- 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>.

- Cao, G., He, L. Y. & Cao, J. (2018). *Multifractal Detrended Analysis Method and its Application in Financial Markets*, Springer, <https://doi.org/10.1007/978-981-10-7916-0>.
- Capitani, D. H. D., Gaio, L. E., Mattos, F. L., Silveira, R. L. F. & Cruz Junior, J. C. (2024). Corn ethanol expansion in Brazil: Are volatility interconnectedness changing? *Proceeding of 2024 Agricultural and Applied Economics Annual Meeting*, AAEA: New Orleans. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.343612>.
- Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA. (2024). *Indicadores de preços físicos*. Acesso em: <http://www.cepea.org.br>.
- Choi, S. Y. (2021). Analysis of stock market efficiency during crisis periods in the US stock market: differences between the global financial crisis and COVID-19 pandemic. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 574: 125988, <https://doi.org/10.1016/J.PHYSA.2021.125988>.
- 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. (2025). *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>.
- 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.
- Justus, M., Bachion, L. C., Arantes, S. M., Moreira, M. M. R., Rodrigues, L. (2024). Did the entry of the corn ethanol industry in Brazil affect the relationship between domestic and international corn prices? *GCB Bioenergy*, 16: e13181. <https://doi.org/10.1111/gcbb.13181>.

- Kakinaka, S. & Umeno, K. (2022). Cryptocurrency market efficiency in short- and long-term horizons during COVID-19: an asymmetric multifractal analysis approach. *Finance Research Letters*, 46: 102319. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102319>.
- Kantelhardt, J. W., Zschiegner, S. A., Koscielny-Bunde, E., Havlin, S., Bunde, A. & Stanley, H.E. (2002). Multifractal detrended fluctuation analysis of nonstationary time series. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 316(1-4): 87-114, [https://doi.org/10.1016/S0378-4371\(02\)01383-3](https://doi.org/10.1016/S0378-4371(02)01383-3)
- 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.
- 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>.
- 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>.
- UNICA. União da Indústria de Cana-de-Açúcar. (2025). *Histórico de moagem e produção*. Acesso em: <http://unicadata.com.br>.
- Wang, Y., Liu, L. & Gu, R. (2009), Analysis of efficiency for Shenzhen stock market based on multifractal detrended fluctuation analysis. *International Review of Finance Analysis*, 18(5): 271-276. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2009.09.005>.
- 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>.