



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA-CAEN

FRANCISCO PAULO ALVES DE OLIVEIRA FILHO

**SETOR AGROPECUÁRIO BRASILEIRO E CAUSALIDADE: EVIDÊNCIAS
EMPÍRICAS VIA TESTE DE NÃO CAUSALIDADE DE LONGO PRAZO EM
BLOCO EM UM SISTEMA COINTEGRADO**

FORTALEZA

2022

FRANCISCO PAULO ALVES DE OLIVEIRA FILHO

SETOR AGROPECUÁRIO BRASILEIRO E CAUSALIDADE: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS
VIA TESTE DE NÃO CAUSALIDADE DE LONGO PRAZO EM BLOCO EM UM
SISTEMA COINTEGRADO

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia. Área de concentração: Econometria.

Orientador: Prof. Luiz Ivan de Melo Castelar.
Coorientador: Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto.

FORTALEZA

2022

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Sistema de Bibliotecas

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- O47s Oliveira Filho, Francisco Paulo Alves de.
Setor agropecuário brasileiro e causalidade : evidências empíricas via teste de não causalidade de longo prazo em bloco em um sistema cointegrado. / Francisco Paulo Alves de Oliveira Filho. – 2022.
44 f. : il.
- Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2022.
Orientação: Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar.
Coorientação: Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto.
1. PIB agropecuário. 2. derivativos. 3. teste de causalidade. 4. abertura comercial. I. Título.

CDD 330

FRANCISCO PAULO ALVES DE OLIVEIRA FILHO

SETOR AGROPECUÁRIO BRASILEIRO E CAUSALIDADE: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS
VIA TESTE DE NÃO CAUSALIDADE DE LONGO PRAZO EM BLOCO EM UM
SISTEMA COINTEGRADO

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de mestre em economia. Área de concentração: Econometria.

Aprovada em: 19/12/2022.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Luiz Ivan de Melo Castelar (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto (Coorientador)
Universidade de Fortaleza (Unifor)

Prof. Dr. Cristiano da Costa da Silva
Universidade Federal do Ceará (UFC)

A Deus.

A minha família: Priscila, Afif, Amelie e
Aurora.

AGRADECIMENTOS

A Deus pela clarividência, à minha querida esposa Priscila Sanches pelos anos de apoio inestimável e carinho em todas as fases da minha vida acadêmica, à minha mãe Joana pelos conselhos e acolhimento, ao meu pai Paulo pela amizade e motivação e às minhas irmãs e sobrinhos pelo apoio. Agradeço também à minha avó Maria do Carmo (*In memoriam*) por sua alegria e pelos momentos descontraídos ao longo de minha vida.

Ao Professor Ivan Castelar pelas aulas brilhantes de econometria e de álgebra linear no decorrer de minha vida acadêmica, pelas reflexões fora da sala de aula e pela excelente orientação.

Ao professor Dr. Nicolino Trompieri pelas suas valiosas orientações, suas sugestões e sua prestatividade.

Ao professor Dr. Cristiano da Costa pelos comentários e críticas construtivas que serviram para melhorar a dissertação.

Ao professor Ph.D. Eiji Kurozumi, por sua presteza ao enviar o exemplar do código do teste aplicado na dissertação.

À Carminha, Marcinha, Kleber e Jonathan por toda cordialidade e presteza durante minha vida acadêmica.

A CAPES pelo apoio financeiro durante o programa de mestrado.

“A persistência supera tudo, até mesmo o talento.”

Ray Kroc

RESUMO

O presente trabalho analisa as relações de causalidade de longo prazo no sentido de Granger entre produção agropecuária brasileira, derivativos agropecuários da Bolsa do Brasil e abertura comercial. A metodologia consistiu na aplicação do teste de causalidade de longo prazo em bloco proposto por Yamamoto e Kurozumi (2003) em um modelo *Vector Error Correction* (VEC) para o período de 2001 a 2020. O procedimento da inversa generalizada foi utilizado para testar a causalidade de Granger de longo prazo entre as variáveis e a degenerescência da matriz de covariância do estimador foi detectada a partir do teste desenvolvido por Kurozumi (2003). Os resultados obtidos corroboram para uma causalidade individual de longo prazo do PIB agropecuário para os derivativos e uma relação de interdependência do comércio internacional com os derivativos. Na análise em bloco foram obtidas evidências de que os derivativos causaram o bloco composto por produção agropecuária e abertura comercial do setor rural, o que indica que o mercado financeiro tem possibilidade de influenciar o comércio internacional do setor agropecuário no longo prazo.

Palavras-chave: PIB agropecuário; derivativos, abertura comercial; teste de causalidade; longo prazo.

ABSTRACT

The present work analyzes the long-term causality relations in the sense of Granger between Brazilian agricultural production, agricultural derivatives of the Bolsa do Brasil and trade liberalization. The methodology consisted of applying the long-term block causality test proposed by Yamamoto and Kurozumi (2003) in a Vector Error Correction (VEC) model for the period from 2001 to 2020. The generalized inverse procedure was used to test causality long-term Granger degeneracy between the variables and the degeneracy of the covariance matrix of the estimator was detected from the test developed by Kurozumi (2003). The results obtained corroborate the long-term individual causality of agricultural GDP to derivatives and a relationship of interdependence between international trade and derivatives. In the block analysis, evidence was obtained that derivatives caused the block composed of agricultural production and commercial opening in the rural sector, which indicates that the financial market has the possibility of influencing international trade in the agricultural sector in the long term.

Keywords: agricultural GDP; derivatives, commercial openness; causality test; long term.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Desenvolvimento do mercado de derivativos agropecuários e do PIB agropecuário.....	3
Figura 2 - Variáveis PIBagro, AC e B3agro, 2001T1 à 2020T4.....	9
Figura 3 - Causalidade de Granger de longo prazo individual.....	22
Figura 4 - Causalidade de Granger de longo prazo em bloco.....	23

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	- Resultados do Teste de Raiz Unitária – ADF.....	19
Tabela 2	- Resultados do Teste de Raiz Unitária – KPSS.....	19
Tabela 3	- Resultados do Teste de Johansen para o vetor (PIB_{agro_t} , AC_t e $B3_t$).....	20
Tabela 4	- Resultados do teste de classificação do posto da submatriz de cointegração.....	20
Tabela 5	- Resultados do teste de causalidade de longo prazo em bloco.....	22

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	1
2	REVISÃO DE LITERATURA	6
3	METODOLOGIA	8
3.1	Base de dados	8
3.2	O modelo econométrico e a estimação do VEC por máxima verossimilhança	10
3.3	Teste de não causalidade de Granger de longo prazo em bloco por Yamamoto e Kurozumi (2003)	12
3.3.1	<i>Procedimento da inversa generalizada</i>	15
3.3.2	<i>Teste de classificação do posto das submatrizes da matriz de cointegração e sua ortogonal por Kurozumi (2003)</i>	16
4	RESULTADOS	18
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	23
	REFERÊNCIAS	25
	APÊNDICE	31

1 INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, o setor agropecuário brasileiro alcançou um desenvolvimento de grandes proporções. Considerado um dos pilares da economia nacional sua importância para o crescimento econômico vai do campo à agroindústria brasileira (Marques *et al*, 2006), abrangendo de pequenos e médios produtores individuais às cooperativas e firmas de produção em escala. Os avanços tecnológicos, o mapeamento da extensão de terras produtivas, os estudos em pesquisas em desenvolvimento agrícola e pecuário e a crescente demanda internacional pelos produtos, nos últimos 20 anos, expandiram o setor e de fato foram responsáveis pela mudança estrutural na produtividade da agropecuária brasileira, o que levou o país a se tornar líder em exportações de produtos agropecuários juntamente com Estados Unidos, China e União Europeia (Paiva, 1979; Gasques *et al*, 2003; Marques *et al*, 2006; Gray, Jackson e Zhao, 2011; Martinelli *et al.*, 2011; Fuglie, Wang e Ball, 2012; Fries e Coronel, 2014).

A agropecuária além de suprir a demanda doméstica por alimentos e matéria-prima industrial, tem papel fundamental no equilíbrio da balança comercial, uma vez que esse setor representa percentual significativo das exportações do agronegócio brasileiro (Amaral e Guimarães, 2017; Bacha, 2018), o qual foi responsável por quase 27% do Produto Interno Bruto (PIB) em 2020 (IBGE).

O Valor Bruto da Produção (VPB) agropecuária brasileira somou R\$ 1,18 trilhão em 2021 (MAPA), e os produtos que mais contribuíram para o faturamento são a soja, os bovinos e o milho. Outro destaque foi a média anual de crescimento do PIB agropecuário, 3,4% no período 1996 a 2021, superando a da indústria e a do setor de serviços, 1,2% e 2,3% respectivamente (IBGE-Contas Nacionais).

No panorama recente do comércio internacional, as exportações da agropecuária brasileira contabilizaram no ano de 2021 o valor total de US\$ 51,315 bilhões (IBGE), sendo o Brasil o maior exportador do mundo de soja grão, de carne bovina e de outros produtos agropecuários, o que indica que mesmo com toda a evolução nos últimos 20 anos o setor ainda se encontra em expansão. Cabe destacar também que o PIB do setor representou em 2021 o percentual de 6,89% do valor total do PIB da economia brasileira a preços correntes, contabilizando no mesmo ano R\$ 598,10 bilhões (IBGE-Contas Nacionais).

Como a atividade agropecuária é caracterizada por uma constante mudança no preço dos produtos, dado uma série de fatores exógenos, os derivativos surgiram como

instrumento de proteção contra o risco econômico e financeiro que as oscilações dos preços trazem para as negociações, como destacado em Aguiar (1999, 2004) e em Rimoli (2017).

Segundo a Comissão de Valores Mobiliários (CVM) derivativos são contratos cujos valores derivam de outro ativo subjacente, que pode ser físico ou financeiro, de um índice ou de uma taxa de referência, uma vez que no Brasil existem quatro mercados de derivativos: mercado a termo, mercado futuro, mercado de opções e mercado de *swap*. Nas últimas décadas, os derivativos agropecuários negociados na Bolsa do Brasil (B3) foram importantes para o gerenciamento de riscos inerentes ao setor e o volume de negócios com esses contratos têm aumentado ao longo do tempo, dado que, além de *hedge*, esses ativos podem ter como finalidade a alavancagem de resultados financeiros, a arbitragem e a especulação.

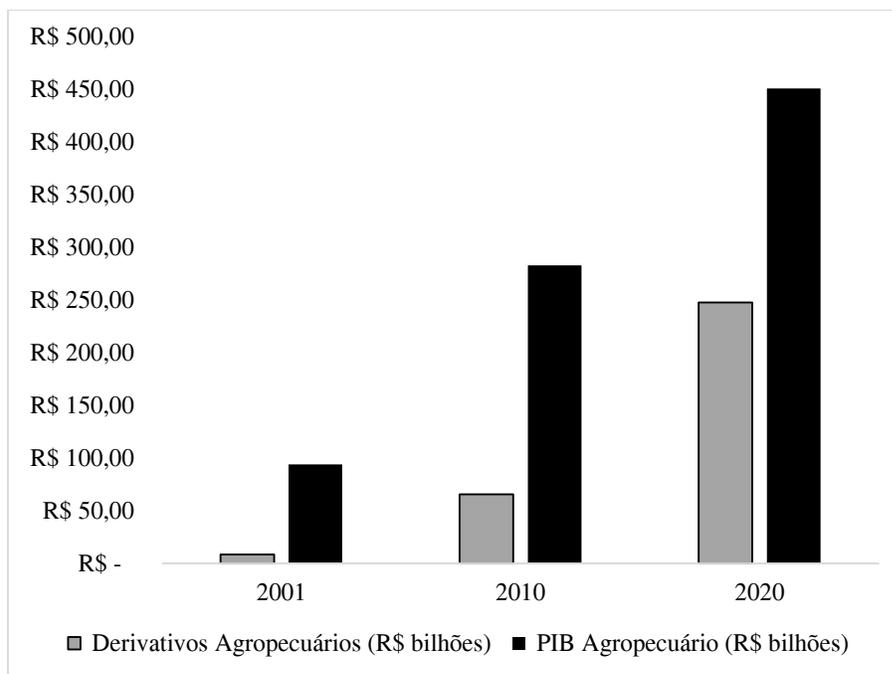
Os benefícios que os produtores rurais podem auferir com o uso dos derivativos agropecuários são inúmeros. Os principais são a fixação de preços dos produtos agropecuários, a atração de grandes volumes de capital de risco, a visibilidade de preços e o menor custo de financiamento dos estoques.

Fixar preços é uma medida que protege os produtores rurais de variações que podem gerar prejuízos financeiros, gerando assim uma sustentabilidade intertemporal do seu fluxo de caixa futuro. O mercado de derivativos também possui mecanismos eficientes para a atração de capitais vindo de especuladores, o que gera grande liquidez ao mercado e possibilidades de ganhos com a previsão do movimento dos preços. É importante destacar que o mercado de derivativos é transparente e acessível para todo tamanho de negócio, ou seja, tanto o maior agente operador quanto o menor têm acesso aos preços que estão sendo praticados e aos contratos padronizados. Com relação a possibilidade de juros menores no financiamento dos estoques, pode-se afirmar que os bancos tendem a financiar essas mercadorias com taxas mais atrativas para os produtores rurais que utilizam contratos de derivativos, por conta da garantia de recebimento e da segurança que esses ativos oferecem para os agentes. Por último, o uso de derivativos pode possibilitar a redução dos preços dos produtos agropecuários em certos mercados, caso o preço de mercado supere o do contrato no momento da liquidação.

Em 2001, o volume financeiro do mercado de derivativos agropecuários totalizou R\$ 8,56 bilhões (B3). Esse valor movimentado na Bolsa do Brasil aumentou significativamente ao longo das últimas duas décadas, contabilizando R\$ 247,812 bilhões (B3) em valores correntes no ano de 2020, enquanto o PIB agropecuário, a preços do último trimestre desse mesmo ano, contabilizou R\$ 451,184 bilhões (IBGE-Contas Nacionais). Além disso, é importante destacar que o número de negócios realizados, em 2020, com contratos de

derivativos agropecuários ultrapassou 1 milhão. A figura 1 apresenta o desenvolvimento do mercado de derivativos agropecuários em comparação ao PIB do setor.

FIGURA 1 – Evolução do mercado de derivativos agropecuários e do PIB agropecuário (R\$ bilhões).



Fonte: IBGE e B3.

Por conta de outras peculiaridades da agropecuária, como vulnerabilidade frente às alterações climáticas, necessidade de mapeamento de áreas produtivas e de estratégica regulação governamental e deficiências logísticas no escoamento da produção, há cada vez mais demanda por estudos que possam nortear a elaboração de políticas e a previsão de cenários para as variáveis macroeconômicas do setor.

Segundo Srinivas e Vieira Filho (2015) analisar as interações dinâmicas entre os setores da economia é considerar a possibilidade da obtenção de resultados que auxiliem a construção de políticas de aumento de produtividade.

Portanto, o presente trabalho almeja gerar evidências sobre as relações de não causalidade de Granger de longo prazo entre o Produto Interno Bruto (PIB) agropecuário, setor real da economia, os negócios realizados com derivativos agropecuários na Bolsa do Brasil (B3), setor financeiro, e a abertura comercial (AC)¹ do setor rural, mercado internacional,

¹Segundo Riezman *et al* (1996), quando se estuda as relações causais entre exportações e crescimento econômico, não considerar as importações na realização do teste de não causalidade pode levar a resultados tendenciosos,

representada pela soma das exportações com as importações agropecuárias para o período que começa no primeiro trimestre de 2001 e termina no último trimestre de 2020.

Alguns dos resultados pioneiros nessa temática foram gerados por Castelar, Leite e Neto (2009), cujo objetivo do estudo foi a aplicação do teste de não causalidade de Granger de longo prazo, desenvolvido por Bruneau e Jondeau (1999), para capturar as relações entre as variáveis mencionadas, sendo assim, esse estudo será o ponto de partida, ou o estudo base, da revisão de literatura do presente trabalho, pois as variáveis analisadas serão as mesmas que os autores utilizaram.

Para uma melhor organização do trabalho o objetivo geral será dividido em três: o primeiro objetivo é gerar resultados empíricos sobre a relação de não causalidade de Granger de longo prazo para as três variáveis mencionadas por meio do teste desenvolvido por Yamamoto e Kurozumi (2003), o qual é uma atualização do teste desenvolvido por Bruneau e Jondeau (1999), e comparar com os resultados encontrados em Castelar, Leite e Neto (2009), o segundo objetivo é identificar por meio do teste de classificação do posto das submatrizes de cointegração e sua ortogonal, desenvolvido por Kurozumi (2003), se houve ou não alguma variável do estudo com o problema da degeneração da matriz de covariância do estimador associada à estatística usual de Wald, e com isso justificar o uso do procedimento da inversa generalizada, o terceiro objetivo é executar o teste desenvolvido por Yamamoto e Kurozumi (2003) agora em bloco, e assim gerar possíveis evidências de uma causalidade simultânea do setor real e financeiro da agropecuária brasileira para a abertura comercial e vice-versa.

O teste de não causalidade, e sua direção entre variáveis econômicas, desenvolvido por Granger (1969) sofreu alterações ao longo do tempo e suas definições foram se atualizando e sendo diferenciadas a partir da estratificação temporal: curto prazo e longo prazo. Com séries temporais estacionárias, X_t e Y_t , a definição de causalidade de Granger diz que X_t causa Y_t se o erro de previsão da regressão desta variável em X declina ao se usar valores passados de X em conjunto com valores passados de Y .

O teste de não causalidade de Granger de curto prazo é o mais usual e pode ser realizado diretamente a partir da estimação de um Vetor Autoregressivo (VAR), desde que as variáveis do modelo sejam estacionárias, como descrito em Hendry (1986), Engle e Granger (1987) e Dufour e Renault (1998).

portanto, consideremos para o caso do presente trabalho a variável “Abertura Comercial (AC)”, elaborada como em Castelar, Leite e Neto (2009).

Em sistemas cointegrados, onde as variáveis têm uma relação de estabilidade ou equilíbrio, tais testes tornam-se mais complexos, pois a existência de raízes unitárias traz inúmeros problemas na inferência estatística (Sims, Stock e Watson, 1990; Park e Phillips, 1989; Toda e Yamamoto, 1995; Toda e Phillips, 1993, 1994).

Jones e Joulfaian (1991) e Perman (1991) defendem que em uma estrutura de um modelo *Vector Error Correction* (VEC) a causalidade de Granger de curto prazo seria representada pela significância dos coeficientes das variáveis defasadas independentes e já causalidade de Granger de longo prazo pela significância do coeficiente do Erro de Correção (EC), porém esta possível significância estaria aceitando ou rejeitando a causalidade em um modelo multivariado para todas as variáveis do vetor de cointegração, o que não necessariamente seria verdade.

Objetivando a resolução desse problema, em Bruneau e Jondeau (1999) foi desenvolvido um teste para capturar a relação causal de Granger em um VEC, de modo individual, através da ponderação dos multiplicadores dinâmicos de longo prazo pelos parâmetros do VAR em nível, a partir disso em um sistema cointegrado a não causalidade de Granger de longo prazo seria definida além da usual não causalidade de Granger de curto prazo.

Yamamoto e Kurozumi (2003) generalizaram a definição de não causalidade de longo prazo e de neutralidade de longo prazo apresentadas em Bruneau e Jondeau (1999), considerando a relação causal de um bloco de variáveis para outro bloco de variáveis, ao invés da análise individual. Além disso, os autores perceberam, com base em Johansen (1995) e Paruolo (1997), a possibilidade de desgenerecência da matriz de variância e covariância do estimador, o qual é crucial para a construção da estatística de teste usual de Wald. Segundo os autores este problema ocorre com mais frequência na causalidade de bloco entre variáveis, sendo presente em 100% dos casos quando o posto de cointegração é igual à 1, mas também pode ocorrer na causalidade univariada.

Na subseção 3.3.1 será explicado o procedimento para se contornar um possível problema de degeneração. Adiante será apresentada a definição de não causalidade de Granger de longo prazo em bloco definida por Yamamoto e Kurozumi (2003).

Seja o processo $\{x = [x_i]\}$ do elemento m integrado de ordem 1, $I(1)$, e considere $R_L x$ e $R_R^* x$ as matrizes de escolha, onde $R_L = [I_{p_1}, 0]$ e $R_R^* = [0, I_{p_2}]$. Escolhendo as primeiras p_1 variáveis de R_L e as últimas p_2 variáveis de R_R^* , $p_1, p_2 \geq 1$, com I_k sendo uma matriz identidade de posto k , então seja \underline{x}_t um conjunto de variáveis passadas x_{t-k} ($k \geq 0$) e \underline{x}_t^* o \underline{x}_t quando se expurga $R_R^* x_{t-k}$ ($k \geq 0$), portanto, a não-causalidade de longo prazo em bloco

pode ser definida a partir das melhores previsões lineares (com base no erro quadrático médio) $EL(R_L x_{t+h} | \underline{x}_t)$ e $EL(R_L x_{t+h} | \underline{x}_t^*)$, onde h é o horizonte de previsão. Logo, $R_R^* x$ não causa no sentido de Granger $R_L x$ no longo prazo se:

$$\lim_{h \rightarrow +\infty} EL(R_L x_{t+h} | \underline{x}_t) = \lim_{h \rightarrow +\infty} EL(R_L x_{t+h} | \underline{x}_t^*) \quad (1)$$

Desse modo, a definição acima revela que o conhecimento das variáveis defasadas $R_R^* x_{t-k}$ ($k \geq 0$) não torna mais precisa a melhor previsão linear de $R_L x_{t+h}$.

Definida a relação de não causalidade de longo prazo em bloco, na seção 2 será feita uma breve revisão de literatura sobre a análise de causalidade entre os setores real, financeiro e externo da economia e principalmente sobre a temática específica da análise de causalidade aplicada ao setor agropecuário brasileiro envolvendo as variáveis do presente trabalho.

Na seção 3 serão apresentados a base de dados, o modelo econométrico a ser estimado e o teste de não causalidade de Granger a ser aplicado. Na seção 4 os resultados empíricos serão discutidos e na 5 as conclusões do trabalho.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Fraga e Bacha (1983), Júnior e Ferreira (1999) e Vieira e Xavier (2017) encontraram evidências empíricas de que a abertura comercial brasileira gera o crescimento econômico e Castelar, Leite e Neto (2009), Silva (2008) e Farias, Almeida e Silva (2020) obtiveram os mesmos resultados para o setor agropecuário brasileiro.

Segundo Castelar, Leite e Neto (2009), a abertura comercial do setor agropecuário causa no longo prazo o PIB agropecuário, resultado que foi evidenciado por meio da aplicação do teste de não causalidade de longo prazo desenvolvido por Bruneau e Jondeau (1999) em um VEC. Utilizando o usual teste de Granger, os autores encontraram evidências de que o resultado se repete para o curto prazo. Silva (2008) por meio do teste usual de não causalidade de Granger, em um VAR estrutural, obteve evidências de que a abertura comercial gerou no curto prazo o PIB agropecuário brasileiro. E corroborando esse resultado o teste de não causalidade de Granger proposto por Hurlin e Venet (2008) e por Hurlin (2004) foi usado por Farias, Almeida e Silva (2020) para evidenciar que a produtividade agrícola do Brasil gerou a exportação no curto prazo, sendo o teste especificado para dados em painel.

Contrariando esses resultados, Carvalho (2017) argumenta que a produção agropecuária gerou a exportação agropecuária brasileira no período de 2001 a 2013. A tese

evidenciou essa relação por meio da estimação de um modelo de equações simultâneas e uma análise qualitativa baseada em condicionantes internos e externos da exportação de produtos agropecuários brasileiros. Segundo Carvalho (2017), o crescimento da produção agropecuária gerou um excedente que facilitou às exportações dos produtos.

A causalidade de Granger unidirecional do desenvolvimento dos mercados futuros de índices de ações, proxy usada para representação dos derivativos, para o PIB foi evidenciada no longo prazo para o Brasil por Şendeniz-Yüncü, Akdeniz e Aydoğan (2018), no período que se inicia no segundo trimestre de 1986 e termina no último trimestre de 2015.

Vo *et al* (2020) argumentam que a causalidade de Granger bidirecional entre o mercado de derivativos e o crescimento econômico se faz presente em 17 países do mundo, sendo o Brasil um deles, e que a abertura comercial e os gastos do governo têm mais efeitos sobre o mercado de derivativos do que o crescimento econômico e a inflação, o trabalho utilizou dados do primeiro trimestre de 1996 ao último trimestre de 2017 para o Brasil.

Quatro ² possíveis relações causais entre mercado financeiro e setor real da economia podem ser definidas: (1) mercado financeiro desenvolve o setor real da economia (Bagehot, 1873; Schumpeter, 1912; Goldsmith, 1969; Mckinnon, 1973; Shaw, 1973; Moore, 1986), (2) setor real da economia desenvolve o mercado financeiro (Robinson, 1952; Patrick, 1966; Ireland, 1994), (3) interdependência entre os setores (Greenwood e Smith, 1997) e (4) ausência de causalidade (Lucas, 1988; Stern, 1989). Empiricamente, Castelar, Leite e Neto (2009) comprovaram que os contratos de derivativos agropecuários da bolsa de valores do Brasil não influenciaram o PIB agropecuário, ou o setor real da economia, no período de 1994 à 2008. Porém, no longo prazo os autores obtiveram evidências de um efeito demanda³, o que indicou que o crescimento econômico do setor agropecuário demandou a criação de instrumentos de gerenciamento de riscos, os contratos de derivativos.

Acerca da relação entre mercado de derivativos agropecuários brasileiro e setor externo, Leite (2012) destaca, para o período de 1999 a 2011, que os preços internacionais de *commodities* agropecuárias geraram no curto e no longo prazo os derivativos agropecuários. Os resultados foram obtidos por meio da aplicação do teste de não causalidade de Granger de longo prazo desenvolvido por Bruneau e Jondeau (1999) em um VEC. Isso é um indicativo de que o setor externo influenciou o mercado de derivativos agropecuários.

² Como nomeados em Castelar, Leite e Neto (2008): Efeito Oferta, Efeito Demanda, Interdependência e Ausência de Causalidade.

³ PIB agropecuário causa o número de negócios com contratos de derivativos agropecuários.

Dada a importância do setor agropecuário para a economia brasileira, o presente trabalho objetiva melhorar o entendimento sobre as relações de causalidade entre o setor financeiro, real e externo da agropecuária brasileira, gerando evidências que possam nortear as tomadas de decisão de longo prazo dos agentes econômicos que operam no setor agropecuário, como produtores, investidores, exportadores, importadores e formuladores de políticas públicas, reduzindo assim o grau de incerteza sobre os impactos de um setor no outro. Boa parte das análises também buscam gerar evidências que corroborem com os pressupostos defendidos por Gurley e Shaw (1960): sistema financeiro tem relações com o setor real da economia.

3 METODOLOGIA

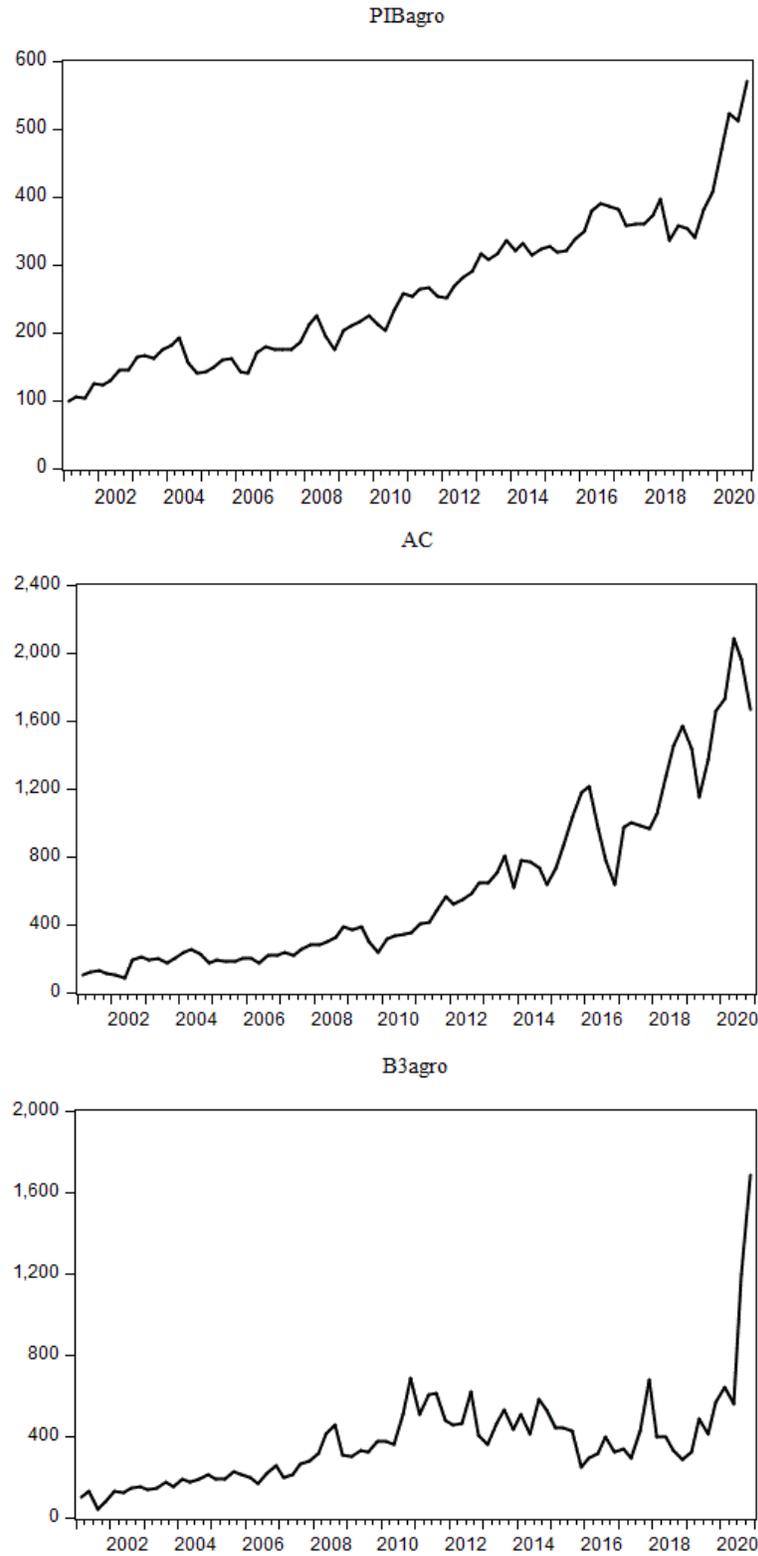
3.1 Base de dados

A série temporal do PIB agropecuário (PIBagro) tem como fonte o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - Sistema de Contas Nacionais Trimestrais (IBGE/SCN Trimestral), e a da soma das exportações com as importações agropecuárias (AC) tem como fonte a Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex), sendo as séries coletadas diretamente do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A série temporal do número de negócios realizados com contratos de derivativos agropecuários (B3) foi elaborada a partir dos dados disponíveis nos relatórios mensais das estatísticas dos mercados de derivativos da Bolsa do Brasil, os dados foram acumulados para trimestre. A amostra começa no primeiro trimestre de 2001 e se encerra no último trimestre de 2020.

O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) foi utilizado para deflacionar a série do PIB agropecuário. A soma das exportações com as importações agropecuárias foi calculada em valores constantes, em reais, por meio da taxa de câmbio real⁴. Em seguida, as duas séries foram dessazonalizadas utilizando o método X13. Todas as séries temporais foram postas em índices.

⁴ $\theta_t = \left(\frac{IPC_t}{IPCA_t}\right) * taxa\ de\ câmbio\ nominal_t$. A taxa de câmbio nominal utilizada foi a média de compra, já os índices utilizados da inflação doméstica e da inflação americana foram os de variação mensal, passados para trimestre contabilizando a média do período.

FIGURA 2: Variáveis PIBagro, AC e B3agro, 2001T1 a 2020T4.



Fonte: IBGE, FUNCEX e B3.

3.2 O Modelo econométrico e a estimação do VEC por máxima verossimilhança

Considere o processo do vetor m , $\{x = [x_i]\}$, gerado pelo Vetor Autorregressivo (VAR) de ordem p ,

$$A(L)x_t = d + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde $x_t = [x_{it}]$, $A(L) = I_m - A_1L - \dots - A_pL^p$, A é a matriz de parâmetros do VAR, L o operador linear de defasagem, d um vetor de constantes de ordem $m \times 1$, $\{\varepsilon_t\}$ um ruído branco gaussiano com média zero e matriz de covariância não singular $\Sigma_{\varepsilon\varepsilon}$. Segundo Johansen (1988, 1991) se o sistema (2) satisfaz:

- i) $|A(z)| = 0$ tem todas as suas raízes fora do círculo unitário ou $z = 1$,
- ii) $\Pi = \alpha\beta'$, sendo $\Pi = -A(1)$, α e β são matrizes de ordem $m \times k$ e de posto r , $0 < r < m$, onde $\text{posto}\{\Pi\} = r$,
- iii) $\text{posto}\{\alpha'_\perp\Gamma\beta_\perp\} = m - r$, onde α_\perp e β_\perp são matrizes de ordem $m \times (m - r)$, tal que $\alpha'_\perp\alpha = 0$, $\beta'_\perp\beta = 0$, e $\Gamma = -(\partial A(z)/\partial z)_{z=1} - \Pi$.

Então, as variáveis em x_t são $I(1)$ e as combinações lineares de $\beta'x_t$ são estacionárias, isso implica que as variáveis são cointegradas, com a matriz de cointegração sendo β (coeficientes dos vetores de cointegração) e o posto de cointegração sendo igual a r . Assim, reescrevendo (2) como um modelo *Vector Error Correction* (VEC), segundo Johansen (1991):

$$\Delta x_t = \alpha\beta'x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + d + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que Δ é o operador de primeira diferença, α é a matriz de parâmetros de ajustamento do modelo e $\Gamma_j = -\sum_{i=j+1}^p A_i$, $j = (1, \dots, p - 1)$.

Para o presente trabalho $m = 3$ e o VEC a ser estimado por máxima verossimilhança é o seguinte:

$$\begin{bmatrix} \Delta PIB_{agro_t} \\ \Delta AC_t \\ \Delta B3_t \end{bmatrix} = \alpha Z_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \begin{bmatrix} \Delta PIB_{agro_{t-j}} \\ \Delta AC_{t-j} \\ \Delta B3_{t-j} \end{bmatrix} + d + \varepsilon_t \quad (4)$$

Sendo $Z_{t-1} = \beta'x_{t-1}$ e a relação de cointegração expressa por $Z_{t-1} = \varrho_1 PIB_{t-1} + \varrho_2 AC_{t-1} + \varrho_3 B3_{t-1}$, representando o termo de erro de correção defasado.

Considerando o modelo genérico novamente, defina $Z_{0t} = \Delta x_t$, $Z_{1t} = (\Delta x'_t, \dots, \Delta x'_{t-k+1})'$ e $Z_{kt} = \Delta x_{t-k}$. O VEC pode ser reescrito da seguinte forma conforme Johansen (1991):

$$Z_{0t} = \Gamma Z_{1t} - \Pi Z_{kt} + \varepsilon_t$$

definindo as matrizes de momento a partir do produto,

$$M_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T Z_{it} Z'_{jt}, \quad i, j = (0, 1, k)$$

sendo os resíduos,

$$R_{it} = Z_{it} - M_{i1} M_{11}^{-1} Z_{1t}, \quad i = (0, k)$$

e a soma de quadrado dos resíduos,

$$S_{ij} = M_{ij} - M_{i1} M_{11}^{-1} M_{1j}, \quad i, j = (0, k)$$

Então, a estimação de Γ para valores fixos de α, β e Σ pode ser escrita como,

$$\hat{\Gamma} = (M_{01} + \Pi M_{k1}) M_{11}^{-1}$$

Os resíduos foram obtidos regredindo Δx_t e x_{t-k} em $k-1$ defasagens de Δx_t e na constante. Logo, a função de máxima verossimilhança concentrada com respeito aos parâmetros para $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}$ e d :

$$L(\alpha, \beta, \Sigma)_{max}^{-2/T} = |\Sigma| e^{\{T^{-1} \sum_{t=1}^T (R_{0t} + \alpha \beta' R_{kt}) \Sigma^{-1} (R_{0t} + \alpha \beta' R_{kt})\}}$$

Minimizando a função acima, com β fixo, tem-se,

$$\hat{\alpha}(\beta) = -S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1},$$

$$\hat{\Sigma} = S_{00} - S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \beta' S_{k0},$$

Com isso,

$$L(\beta)_{max}^{-2/T} = \frac{|S_{00}| |\beta' (S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}) \beta|}{|\beta' S_{kk} \beta|}$$

Minimizando a função acima novamente tem-se a escolha de $\hat{\beta} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_r)$, onde $\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_p$ são os autovetores da equação:

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0$$

normalizado por $\hat{v}' S_{kk} \hat{v} = I$. Então, além de uma constante, a função de verossimilhança maximizada pode ser escrita como,

$$L_{max}^{-2/T} = |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_i)$$

Portanto, podemos com a escolha de $\hat{\beta}$ obter as raízes características de $|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}|$ que maximiza a função de verossimilhança. Segundo Phillips (1998), a

estimação do modelo VEC por máxima verossimilhança garante que os estimadores sejam consistentes na previsão de longo prazo. Para mais detalhes da estimação do modelo VEC por máxima verossimilhança ver Johansen (1988, 1991, 1995).

3.3 Teste de não causalidade de Granger de longo prazo em bloco por Yamamoto e Kurozumi (2003).

A forma complementar do sistema (2) que define explicitamente a previsão do período h à frente pode ser escrita como,

$$X_t = \bar{A}X_{t-1} + \Xi_t$$

onde,

$$X_t' = [x_t', x_{t-1}', \dots, x_{t-p+1}'], \Xi_{t-1}' = [\varepsilon_t', 0, \dots, 0],$$

$$\bar{A} = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_{p-1} & A_p \\ I_m & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & I_m & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & I_m & 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A & & & & \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ I_{(p-1)m} & \vdots & & & 0 \end{bmatrix}, A_1 = I_m + \alpha\beta' + \Gamma_1,$$

$$A_i = \Gamma_i - \Gamma_{i-1}, \text{ com } i = (2, \dots, p-1) \text{ e } A_p = \Gamma_{p-1}.$$

Com isso, a melhor previsão linear de x_{t+h} , dado X_t , é dada por:

$$x_{t+h|t} = M' \bar{A}^h X_t = B_h X_t$$

Onde $B_h = M' \bar{A}^h$ e $M' = [I_m, 0, \dots, 0]$.

A previsão de longo prazo é definida como a previsão de mínimos quadrados quando h tende ao infinito. Sendo que B_h , $m \times mp$, converge para uma matriz finita não nula quando h tende ao infinito (Phillips, 1998). Com isso, a matriz de coeficientes da previsão de longo prazo será⁵ dada por:

$$\bar{B} = [\bar{B}_1, \bar{B}_2, \dots, \bar{B}_p] = \beta_\perp \beta_\perp' M' + \beta_\perp E_{12} (I_{(p-1)m+r} - E_{22})^{-1} L' G' K^{-1} = \lim_{h \rightarrow \infty} B_h \quad (5)$$

⁵ No decorrer do trabalho as matrizes de (5) serão apresentadas.

Pode-se fazer um paralelo com o teste desenvolvido por Bruneau e Jondeau (1999) reescrevendo (5) como função de $C = C(1) = \beta_{\perp}(\alpha'_{\perp}\Gamma\beta_{\perp})^{-1}\alpha'_{\perp}$, a matriz dos multiplicadores dinâmicos de longo prazo definida como função das matrizes α_{\perp} e β_{\perp} ⁶ (Chigira, 2003)⁷:

$$\begin{aligned}\bar{B} &= [\bar{B}_1, \bar{B}_2, \dots, \bar{B}_p] = C[I_m, -\Gamma_1, \dots, -\Gamma_{p-1}] = \beta_{\perp}(\alpha'_{\perp}\Gamma\beta_{\perp})^{-1}\alpha'_{\perp}[I_m, -\Gamma_1, \dots, -\Gamma_{p-1}] \\ &= \beta_{\perp}\beta'_{\perp}M' + \beta_{\perp}E_{12}(I_{m(p-1)+r} - E_{22})^{-1}L'G'K^{-1}\end{aligned}$$

$$\text{Onde } K^{-1} = \begin{bmatrix} I_m & & & \mathbf{0} \\ I_m - I_m & & & \\ & \ddots & \ddots & \\ \mathbf{0} & I_m & & -I_m \end{bmatrix}_{mp \times mp},$$

$$L' = [0, I_{(p-1)m+r}]_{\{m(p-1)+r\} \times mp}, \Gamma = (\Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}), E_{12} = [\beta'_{\perp}\alpha, \ddot{\Gamma}_1, \dots, \ddot{\Gamma}_{p-1}],$$

$$E_{22} = \begin{bmatrix} I_r + \beta'\alpha & \ddot{\Gamma}_1 & \dots & \ddot{\Gamma}_{p-1} \\ \beta'_{\perp}\alpha & \bar{\Gamma}_1 & \dots & \bar{\Gamma}_{p-1} \\ \beta'\alpha & & & \\ I_m & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & & \\ \vdots & & \ddots & \\ 0 & 0 & & I_m & 0 \end{bmatrix},$$

$$G_{mp \times mp} = I_p \otimes H = \begin{bmatrix} \beta_{\perp} & \beta & 0 \\ 0 & 0 & I_{p-1} \otimes H \end{bmatrix},$$

sendo E_{22} de ordem $(p-1)m+r$, $\ddot{\Gamma}_i = \beta'_{\perp}\Gamma_i H$, $\bar{\Gamma}_i = H'\Gamma_i H$ e $\ddot{\Gamma}_i = \beta'\Gamma_i H$, $i = 1, 2, \dots, p-1$, sendo⁸ $H = [\beta_{\perp}, \beta]$.

Seja x_t o processo estocástico gerado por um VAR, descrito em (2), supondo que (i), (ii) e (iii) sejam válidas, então, R_R^*x não causa $R_L x$ a longo prazo no sentido da definição em (1), se e somente se,

$$R_L \bar{B} R_R' = 0, \text{ ou} \tag{7}$$

$$R_L \bar{B}_i R_R^{*'} = 0, i = 1, 2, \dots, p,$$

sendo $R_R = I_p \otimes R_R^*$.

⁶ α_{\perp} e β_{\perp} são as matrizes ortogonais à α e β , respectivamente.

⁷ A prova dessa equivalência pode ser encontrada em Yamamoto e Kurozumi (2003).

⁸ Assumiremos que H é ortonormal, e sem perda de generalidade, $H'H = I_m$ e $G'G = I_{mp}$, para mais detalhes ver apêndice B.8 em Yamamoto e Kurozumi (2003).

Portanto, a condição testável de não causalidade de Granger de longo prazo tomada como hipótese nula (H_0) do teste é descrita em (7). Reescrevendo em função dos multiplicadores dinâmicos de longo prazo:

$$R_L C [I_m, -\Gamma_1, \dots, -\Gamma_{p-1}] R'_R = 0$$

$$R_L [C, -C\Gamma_1, \dots, -C\Gamma_{p-1}] R'_R = 0$$

$$R_L [C, CA_2, \dots, CA_p] R'_R = 0$$

A diferença entre a hipótese nula, descrita em (7), do teste proposto por Yamamoto e Kurozumi (2003) para a proposta por Bruneau e Jondeau (1999) são as matrizes de escolha, que capturam a não causalidade para variáveis com dimensão maior ou igual à 1. No caso em que $p_1 = p_2 = 1$ as hipóteses dos dois testes se assemelham, caso $p_1, p_2 > 1$, ou algum dos dois, as mesmas diferem e (7) representaria a hipótese de não causalidade de longo prazo em bloco, sendo p_1 e p_2 as dimensões dos blocos de variáveis. As relações entre os postos (rk) de $R_L \beta_{\perp}$ e $R_R^* \beta$ com p_1 e p_2 serão definidas na próxima seção.

A estatística de teste usual de Wald na qual se baseia H_0 ,

$$W = T \{R\hat{b}\}' (R\Sigma R')^{-1} \{R\hat{b}\}$$

geralmente é inviável, pois a matriz de covariância assintótica $R\Sigma R'$ de $R\hat{b}$ é degenerada (ou singular)⁹, sendo que a degenerescência de $R\Sigma R'$ vem de Σ , a matriz de covariância de \hat{B} , obtida como função da matriz de covariância dos resíduos estimados no VEC, onde $\hat{b} = \text{vec}(\hat{B})$, sendo vec o operador que empilha as linhas de uma matriz em uma só coluna. Assim,

$$\Sigma = (C\Sigma_{\varepsilon\varepsilon}C')_{m \times m} \otimes (P\Sigma_{\xi\xi}^{-1}P')_{mp \times mp},$$

onde,

$$\Sigma_{\xi\xi}^{-1} = \{E[\xi\xi']\}^{-1},$$

$$P_{mp \times \{(p-1)m+r\}} = K^{-1}' GL(I_{(p-1)m+r} - E'_{22})^{-1} \begin{bmatrix} I_r & 0 \\ 0 & I_{p-1} \otimes H' \end{bmatrix}.$$

Notemos que Σ é de ordem $m^2 p \times m^2 p$, e para que Σ seja não degenerada seu posto deve ser completo, ou seja

⁹ Uma matriz A de ordem $m \times n$ é não degenerada se o posto de A é completo, ou seja, $\text{posto}(A) = \min\{m, n\}$; Logo, uma matriz degenerada é aquela que não tem posto completo e consequentemente não possui inversa.

$$rk(\Sigma) = \min\{m^2p, m^2p\} = m^2p.$$

Contudo, essa igualdade dependerá de p e r , e em alguns casos esses termos assumem valores que tornam o $rk(\Sigma) < m^2p$, um desses casos ocorre quando $p = r = 1$, pois $\Sigma_{\xi\xi}$ seria um escalar e o $rk(P\Sigma_{\xi\xi}^{-1}P') = 1$ o que implicaria em,

$$rk(\Sigma) = rk(C\Sigma_{\xi\xi}C') < m^2.$$

Suponha que as condições (i), (ii) e (iii) sejam válidas e seja \hat{B} o estimador de \bar{B} construído a partir do estimador de máxima verossimilhança na estimação do VEC. Então¹⁰, sob H_0

$$T^{1/2}vec\left\{R_L(\hat{B} - \bar{B})R_R'\right\} \xrightarrow{d} N(0, R_L C \Sigma_{\xi\xi} C' R_L' \otimes R_R P \Sigma_{\xi\xi}^{-1} P' R_R') \quad (8)$$

sendo $\Sigma_{\xi\xi} = \lim_{T \rightarrow \infty} E \left[\hat{\xi}_t(\beta) \hat{\xi}_t'(\beta) \right]$, $\xi_t(\beta) = [(\beta' x_{t-1})', \Delta x'_{t-1}, \dots, \Delta x'_{t-p+1}]'$, $\hat{\xi}_t(\beta)$ são os resíduos de uma regressão de $\xi_t(\beta)$ na constante.

Caso se confirme a degenerescência da matriz de covariância do estimador não será possível construir a estatística de Wald, e caso calculada, usualmente se torna inviável e pouco confiável. Portanto, na próxima subseção será descrita uma solução para o problema da degeneração, que é um procedimento baseado na inversa generalizada, conforme em Yamamoto e Kurozumi (2003).

3.3.1 Procedimento da inversa generalizada.

Para inverter a matriz degenerada será utilizado um procedimento inverso generalizado. Portanto, a estatística de Wald utilizando a inversa generalizada da matriz de covariância para testar H_0 é descrita por:

$$W^- = T(R\hat{b})'(R\Sigma R')^-(R\hat{b}) \sim \chi_s^2,$$

onde $(R\Sigma R')^-$ é a inversa generalizada de $R\Sigma R'$ e χ_s^2 é a distribuição qui-quadrado com s graus de liberdade, sendo $s = rk(R\Sigma R')$.¹¹O posto de $R\Sigma R'$ é dado por:

$$rk(R\Sigma R') = rk(R_L \beta_{\perp}) \{rk(R_R^* \beta) + (p-1)p_2\}.$$

¹⁰ Ver apêndice.

¹¹ Ver Rao e Mitra (1971).

É essencial classificar o posto de $R\Sigma R'$ para que seja detectado, ou não, o problema da degeneração. Sendo $R\Sigma R'$ de ordem $pp_1p_2 \times pp_1p_2$, a condição necessária e suficiente para que $rk(R\Sigma R')$ seja completo é dada por

$$rk(R_L\beta_{\perp}) = p_1 \text{ e } rk(R_R^*\beta) = p_2.$$

Caso $p_1 > m - r$ ou $p_2 > r$, isso implica que $R\Sigma R'$ é degenerado por condição de ordem. Porém, quando $p_1 \leq m - r$ ou $p_2 \leq r$, temos que classificar o $rank(R_L\beta_{\perp})$ ou $rank(R_R^*\beta)$, respectivamente. Objetivando isso, recorreremos ao teste de classificação de submatrizes de cointegração proposto por Kurozumi (2003) que será descrito na subseção 3.3.2.

Reescrevendo a estatística de Wald com a inversa generalizada:

$$W^- = Tvec\left(R_L\hat{B}R_R'\right)' \left(R_L\hat{C}\hat{\Sigma}_{\varepsilon\varepsilon}\hat{C}'R_L' \otimes R_R\hat{P}\hat{\Sigma}_{\xi\xi}^{-1}\hat{P}'R_R'\right)^{-g} vec\left(R_L\hat{B}R_R'\right) \sim \chi_s^2$$

Sendo $\left(R_L\hat{C}\hat{\Sigma}_{\varepsilon\varepsilon}\hat{C}'R_L' \otimes R_R\hat{P}\hat{\Sigma}_{\xi\xi}^{-1}\hat{P}'R_R'\right)^{-g}$ a inversa generalizada de $R_L\hat{C}\hat{\Sigma}_{\varepsilon\varepsilon}\hat{C}'R_L' \otimes R_R\hat{P}\hat{\Sigma}_{\xi\xi}^{-1}\hat{P}'R_R'$ e $\hat{\Sigma}_{\xi\xi}$ o estimador consistente¹² de $\Sigma_{\xi\xi}$,

$$\hat{\Sigma}_{\xi\xi} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\xi}_t(\hat{\beta}) \hat{\xi}_t'(\hat{\beta}).$$

3.3.2 Teste de classificação do posto das submatrizes da matriz de cointegração e sua ortogonal por Kurozumi (2003).

Para testar¹³ o posto de β_1 , Kurozumi (2003) segue a mesma metodologia de Robin e Smith (2000). Os autores testaram o posto de uma matriz analisando sua forma quadrática, o que permitiu que no teste de Kurozumi fosse construída a estatística de teste usando os autovalores da forma quadrática da submatriz de β_1 . As hipóteses do teste desenvolvido por Kurozumi (2003) são:

$$\begin{aligned} H_{0r} : rank(\beta_1) = f & \quad x \quad H_{1r} : rank(\beta_1) > f, \\ H_{0r\perp} : rank(\beta_{\perp,1}^*) = g & \quad x \quad H_{1r\perp} : rank(\beta_{\perp,1}^*) > g, \end{aligned}$$

onde $0 \leq f < \min(p_2, r)$, $0 \leq g < \min(p_1, m - r)$, $\beta_1 = R_R^*\beta$, $\beta_{\perp,1} = R_R^*\beta_{\perp}$, $\beta_1^* = R_L\beta$ e

¹² Ver teorema 9.2.2 de Rao e Mitra (1971).

¹³ O teste de classificação do posto é realizado para o x_i que é candidato à causar outra variável, no caso genérico suponha que seria x_1 .

$\beta_{\perp,1}^* = R_L \beta_{\perp}$. Onde $\hat{\mu}_1 \geq \hat{\mu}_2 \geq \dots \geq \hat{\mu}_{p_2}$ são as raízes características ordenadas de $\hat{\Phi}^{-1} \hat{\beta}'_1 \hat{\Psi} \hat{\beta}'_1$ e $\hat{\mu}_1^* \geq \hat{\mu}_2^* \geq \dots \geq \hat{\mu}_{p_1}^*$ são as raízes características ordenadas de $\hat{\Phi}^{-1} \hat{\beta}'_{\perp,1} \hat{\Psi} \hat{\beta}'_{\perp,1}$, as quais são soluções das equações características:

$$|\hat{\beta}'_1 \hat{\Psi} \hat{\beta}'_1 - \hat{\mu} \hat{\Phi}| = 0,$$

$$|\hat{\beta}'_{\perp,1} \hat{\Psi} \hat{\beta}'_{\perp,1} - \hat{\mu}^* \hat{\Phi}| = 0,$$

onde $\hat{\Psi} = \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}_{\varepsilon\varepsilon}^{-1} \hat{\alpha}$, $\hat{\Psi} = \{L' (Y_T' S S_T^+ Y_T)^{-1} L\}^{-1}$, $\hat{\beta}_{\perp} = \hat{\beta}_{\perp} (\hat{\beta}'_{\perp} \hat{\beta}_{\perp})^{-1}$ e $S_{11}^+ = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{1t} R_{1t}'$, sendo R_{1t} o resíduo da regressão de x_{t-1}^+ em $\Delta x_{t-1}, \dots, \Delta x_{t-p+1}$, $x_{t-1}^+ = [x'_{t-1}, 1]'$. Sendo que “^” indica o estimador de máxima verossimilhança do parâmetro correspondente.

L e Y_T são de ordem $(m - r + 1) \times (m - r)$ e $(m + 1) \times (m - r + 1)$, respectivamente,

$$L = \begin{bmatrix} I_{m-r} \\ 0 \end{bmatrix}, Y_T = \begin{bmatrix} T^{-1/2} \hat{\beta}_{\perp} & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}.$$

Para testar a classificação da submatriz de β para o modelo (4), construímos as estatísticas de teste \mathcal{L} e \mathcal{L}_{\perp} com $\hat{\Phi}$ e $\hat{\Phi}$ definidos por:

$$\hat{\Phi} = \hat{\beta}'_1 (\hat{\beta}' \hat{\beta})^{-1} \hat{\beta}'_1 + \hat{\beta}'_{\perp,1} (\hat{\beta}'_{\perp} \hat{\beta}_{\perp})^{-1} L' (Y_T' S_{11}^+ Y_T)^{-1} L (\hat{\beta}'_{\perp} \hat{\beta}_{\perp})^{-1} \hat{\beta}'_{\perp,1},$$

$$\hat{\Phi} = \hat{\beta}'_{\perp,1} (\hat{\beta}'_{\perp} \hat{\beta}_{\perp})^{-1} \hat{\beta}'_{\perp,1} + \hat{\beta}'_1 (\hat{\beta}' \hat{\beta})^{-1} (\hat{\alpha}' \hat{\Sigma}_{\varepsilon\varepsilon}^{-1} \hat{\alpha})^{-1} (\hat{\beta}' \hat{\beta})^{-1} \hat{\beta}'_1.$$

Então, sob H_{0r} e $H_{0r\perp}$, as estatísticas do teste são dadas por:

$$\mathcal{L} = T^2 \sum_{i=f+1}^{p_2} \hat{\mu}_i \xrightarrow{d} \chi_{(p_2-f)(r-f)}^2,$$

$$\mathcal{L}_{\perp} = T^2 \sum_{i=g+1}^{p_1} \hat{\mu}_i^* \xrightarrow{d} \chi_{(p_1-g)(m-r-g)}^2,$$

respectivamente. A prova se encontra em Kurozumi (2003). O teste no presente trabalho considera apenas a presença de intercepto, sem tendência linear.

O teste acima será conduzido sequencialmente, ou seja, será testado $H_{0r}: f = 0$ contra $H_{1r}: f > 0$ e se for aceito conclui-se que $f = 0$, caso rejeitado o processo continua até que H_{0r} seja aceita. Se $H_{0r}: f = \min(p_2, r) - 1$ é rejeitada, considera-se que $R_R^* \beta$ tem posto completo. O mesmo procedimento é realizado para testar $H_{0r\perp}$. Desse modo, o teste de Kurozumi classifica o posto das submatrizes de cointegração e sua ortogonal para definir se a matriz de covariância do estimador tem ou não posto completo, detectando se existe

degeneração. O conjunto de passos que definem a metodologia do presente trabalho, de acordo com Yamamoto e Kurozumi (2006), é definido em seguida.

Passo 1: Defina a ordem do VAR, número de *lags* (p) do modelo, e em seguida determine o posto de cointegração, r , pelo procedimento de Johansen (1991).

Passo 2: Estime o *Vector Error Correction* (VEC) pelo método da máxima verossimilhança e obtenha os estimadores $\hat{\beta}$, $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}_\perp$, $\hat{\Gamma}_i$ e $\hat{\Sigma}_{\varepsilon\varepsilon}$, onde $\hat{\beta}_\perp$ e $\hat{\beta}$ são ortonormais.

Passo 3: Construa,

$$\hat{\Sigma}_{\xi\xi} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\xi}_t(\hat{\beta}) \hat{\xi}_t(\hat{\beta})'$$

onde $\hat{\xi}_t(\hat{\beta})$ são os resíduos da regressão de $\xi_t(\hat{\beta}) = [(\hat{\beta}'x_{t-1})', \Delta x'_{t-1}, \dots, \Delta x'_{t-p+1}]'$ na constante.

Passo 4: Construa \hat{C} , \hat{E}_{12} e \hat{E}_{22} usando $\hat{\beta}$, $\hat{\alpha}$ e $\hat{\Gamma}_i$.

Passo 5: Obtenha \hat{B} e \hat{P} usando $\hat{\beta}_\perp$, \hat{E}_{12} , \hat{E}_{22} e $\hat{G} = I_p \otimes \hat{H} = I_p \otimes [\hat{\beta}_\perp, \hat{\beta}]$.

Passo 6: Dado o posto de cointegração r , determine o posto de $R\Sigma R'$, s , testando o $posto(R_R^*\beta)$ e o $posto(R_L\beta_\perp)$ pelo procedimento desenvolvido por Kurozumi (2003), verificando assim se $R\Sigma R'$ é degenerada.

Passo 7: Teste a não causalidade de Granger de longo prazo construindo a estatística de Wald usual, W , quando $R\Sigma R'$ for de posto completo, ou construindo a estatística do procedimento da inversa generalizada, W^- , com um posto s apropriado, quando $R\Sigma R'$ for degenerada.

4 RESULTADOS

O teste *Augmented* Dickey-Fuller (ADF) e o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) foram realizados para as variáveis em nível e em primeira diferença, os resultados do teste ADF se encontram na tabela 1.

Para o teste ADF, o número de *lags* foi selecionado pelo critério de informação de Schwarz (SIC), considerando um valor máximo de 11 defasagens. O teste das variáveis em nível indicou que todas as séries são não estacionárias. Para o teste das variáveis em primeira diferença rejeitou-se a hipótese da existência de uma raiz unitária a um nível de significância

de 5%, o que indica que as variáveis $\Delta PIBagro_t$, ΔAC_t e $\Delta B3_t$ são estacionárias, logo $PIBagro_t$, AC_t e $B3_t$ são $I(1)$.

TABELA 1: Resultados do Teste de Raiz Unitária – ADF.

Variáveis	t-statistic	p-Valor	Lags
Primeira Diferença			
$\Delta PIBagro_t$	7.8748	0.000	0
ΔAC_t	7.3406	0.000	3
$\Delta B3_t$	7.2208	0.000	0
Variáveis em Nível			
$PIBagro_t$	1.2178	0.9981	0
AC_t	2.1792	0.9999	4
$B3_t$	1.1194	0.9974	0

Fonte: dados da Pesquisa. **Nota:** valores de *t-statistic* em módulo. O teste inclui somente intercepto.

As conclusões obtidas a partir do teste KPSS foram as mesmas do teste ADF e os resultados do primeiro podem ser consultados na tabela 2. A hipótese nula de estacionariedade do teste KPSS foi rejeitada para as variáveis em nível e não rejeitada para as variáveis em primeira diferença a 5% de significância.

TABELA 2: Resultados do Teste de Raiz Unitária – KPSS.

Variáveis	Estatística	Valor crítico (5%)
Primeira Diferença		
$\Delta PIBagro_t$	0.2416	0.4630
ΔAC_t	0.3396	
$\Delta B3_t$	0.3069	
Variáveis em Nível		
$PIBagro_t$	1.2443	0.4630
AC_t	1.1289	
$B3_t$	0.8884	

Fonte: dados da pesquisa. **Nota:** o teste inclui somente intercepto.

Com o objetivo de evitar correlação¹⁴ entre os resíduos do VAR o número de *lags* escolhido para o modelo foi $p = 5$, garantindo assim resultados mais robustos para o teste de cointegração de Johansen (1988), o qual indicou 1 equação cointegrante considerando esse número de *lags*.

A tabela 3 descreve os resultados do teste de Johansen (1988) considerando um termo constante e que os dados não têm tendência. O teste do Máximo Autovalor e do Traço

¹⁴ O teste LM indicou que não existe correlação serial entre os resíduos do VAR até a defasagem 6, com 5% de significância.

indicaram que a H_0 da inexistência de um vetor de cointegração pode ser rejeitada para um nível de significância de 5%, indicando a existência de um vetor de cointegração, $r = 1$.

TABELA 3: Resultados do Teste de Johansen para o vetor ($PIBagro_t$, AC_t e $B3_t$).

Teste	Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística	Valor Crítico (5%)	p-Valor
Máx. Aut.					
	$r = 0$	$r = 1$	25.85139	22.2996	0.0153
	$r \leq 1$	$r = 2$	11.44406	15.8921	0.2206
	$r \leq 2$	$r = 3$	7.679697	9.1645	0.0949
Traço					
	$r = 0$	$r \geq 1$	44.97515	35.1927	0.0033
	$r \leq 1$	$r \geq 2$	19.12376	20.2618	0.0711
	$r \leq 2$	$r = 3$	7.679697	9.1645	0.0949

Fonte: dados da pesquisa.

Sendo as séries cointegradas o modelo a ser estimado para identificar a direção de causalidade deve ser o VEC, pois o PIB agropecuário, a abertura comercial do setor rural e o número de negócios com contratos de derivativos agropecuários têm uma relação de equilíbrio ou de longo prazo. O vetor normalizado pelo coeficiente da variável $PIBagro_t$ é dado por:

$$PIBagro_t - 0.263947AC_t - 0.179779B3_t - 83.96385$$

O VEC de ordem 5 será estimado por máxima verossimilhança para a realização do teste de não causalidade de longo prazo por Yamamoto e Kurozumi (2003). A tabela 4 descreve os resultados do teste de Kurozumi para identificação de degeneração da matriz de covariância do estimador de cada variável.

TABELA 4: Resultados do teste de classificação do posto da submatriz de cointegração.

$H_{0r}: f = \min(p_2, r) - 1$ ou $: rk(R_R^* \beta) = 0$	Estatística	Degeneração
$PIBagro_t$	3.0025	sim
AC_t	2.9576	sim
$B3_t$	2.5126	sim

Fonte: dados da Pesquisa

Nota: o valor crítico para um nível de significância 5% é 3.8415, caso estatística do teste seja menor que 3.8415 não rejeitamos a H_{0r} . A estatística do teste é dada por $T^2 \sum_{i=f+1}^{p_2} \hat{\mu}_i \xrightarrow{d} \chi_{(p_2-f)(r-f)}^2$.

Onde p_2 é a dimensão da variável candidata a causar.

Os resultados indicam uma degeneração da matriz de covariância do estimador para todas as variáveis. Portanto, o teste de não causalidade de longo prazo com essas variáveis causando quaisquer outras requer o uso da estatística W^- , ou seja, do procedimento da inversa generalizada. Como qualquer combinação com as variáveis em bloco na execução do teste de causalidade de Granger de longo prazo terá degeneração, pois todas as variáveis individualmente são degeneradas, então torna-se dispensável a apresentação dos resultados do teste de Kurozumi para os blocos de variáveis.

Quanto a dimensão das variáveis, primeiramente a execução do teste busca capturar a causalidade individual, com as matrizes de escolha dimensionando as variáveis em 1. Em seguida, as análises de causalidade em bloco de duas para uma variável e de uma para duas variáveis serão feitas particionando o vetor com as três variáveis, $x_t = [x'_{1t}, x'_{2t}, x'_{3t}]$, em um bloco de dimensão 2 e em outro de dimensão 1, intercambiando-as de um bloco para outro no decorrer das análises. A tabela 5 descreve os resultados do teste de causalidade de longo prazo. Consideraremos também para os testes de não causalidade o nível de significância de 5%.

O teste apontou que o PIB_{agro}_t causou no sentido de Granger no longo prazo $B3_t$ e que AC_t e $B3_t$ têm uma relação de longo prazo de interdependência. Surgem então evidências de uma interdependência entre o número de negócios com contratos agropecuários e a abertura comercial do setor, o que pode ser justificado pela expansão da oferta de instrumentos de proteção financeira contra as flutuações de preços e pela maior demanda de contratos especificamente para transações internacionais. Resultado esse que concorda com alguns dos resultados obtidos por Vo *et al* (2020).

Além disso, o efeito demanda do PIB para o número negócios com contratos agropecuários para o período de 2001 a 2020 foi confirmado, resultado que pode ser respaldado por Castelar, Leite e Neto (2009).

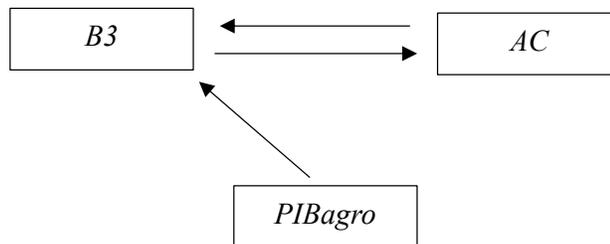
TABELA 5: Resultados do teste de causalidade de longo prazo em bloco.

$H_0: R_L \hat{B}_i R_R' = 0$	Para:					
De:	PIB_{agro}_t	AC_t	$B3_t$	$PIB_{agro}_t - AC_t$	$PIB_{agro}_t - B3_t$	$AC_t - B3_t$
PIB_{agro}_t	--	8.0684	13.2879*	--	--	21.3735*
AC_t	4.9128	--	13.8398*	--	17.0562*	--
$B3_t$	7.1097	12.5486*	--	17.8897*	--	--
$PIB_{agro}_t - AC_t$	--	--	15.1371	--	--	--
$PIB_{agro}_t - B3_t$	--	19.0969*	--	--	--	--
$AC_t - B3_t$	7.7606	--	--	--	--	--

Fonte: dados da Pesquisa

Nota: * indica rejeição de H_0 à um nível de significância de 5%. Como as variáveis são degeneradas a estatística a ser usada para testar H_0 será $W^- = Tvec(R_L \hat{B} R_R')' (R_L \hat{C} \hat{\Sigma}_{\varepsilon\varepsilon} \hat{C}' R_L' \otimes R_R \hat{P} \hat{\Sigma}_{\xi\xi}^{-1} \hat{P}' R_R')^{-g} vec(R_L \hat{B} R_R') \sim \chi_s^2$, onde T é o tamanho da amostra e s é o posto da matriz de covariância do estimador e assume o valor 4 para os testes que investigam a causalidade individual e 8 para os testes que investigam a causalidade em bloco.

FIGURA 3: Causalidade de Granger de longo prazo individual a 5% de significância.



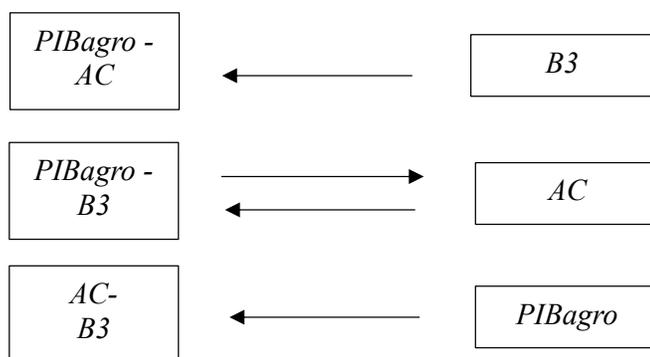
Fonte: dados da pesquisa.

Os resultados do teste em bloco indicam que o número de negócios com contratos agropecuários causou o bloco composto por PIB e abertura comercial no longo prazo. Ou seja, existem evidências de que o setor real e a abertura comercial da economia estão sendo conjuntamente causados no longo prazo pelo mercado financeiro. Evidências essas que foram obtidas no caso brasileiro por Yüncü, Akdeniz e Aydoğan (2018) e por Guglielmetti (2019), e mais especificamente para o setor agropecuário por Borges (2019).

Além disso, os resultados indicaram que a abertura comercial e o número de negócios não causam simultaneamente o PIB agropecuário no longo prazo, porém existe evidência de que o bloco composto por PIB e negócios com contratos tem uma interdependência no longo prazo com a abertura comercial, resultado esse que pode ser justificado pelo crescimento conjunto dos mercados financeiro e real, os quais produzem riqueza aumentando a possibilidade de transações com parceiros comerciais.

O teste indicou também que sozinho o PIB agropecuário causou no longo prazo o bloco composto por abertura comercial e número de negócios com contratos, o que pode ser justificado pela expansão da produção ao longo dos últimos 20 anos que gerou um excedente, como descrito em Carvalho (2017), possibilitando maiores exportações e maior número de contratos negociados na bolsa.

FIGURA 4: Causalidade de Granger de longo prazo em bloco a 5% de significância.



Fonte: dados da pesquisa.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A relação de causalidade de Granger de longo prazo do setor real para o mercado financeiro foi evidenciada no presente trabalho como em Castelar, Leite e Neto (2009). Porém, na análise individual não foram encontradas evidências de uma causalidade de longo prazo da abertura comercial do setor rural para o setor real no período analisado. O resultado que corrobora para a relação de interdependência no longo prazo entre abertura comercial rural e mercado financeiro emite um sinal de alerta para uma possível dependência de transações com produtos agropecuários dos instrumentos financeiros. Desse modo, as bolhas especulativas do mercado financeiro podem impactar de maneira mais significativa as transações comerciais com o resto do mundo, caso seja mantida a interdependência de longo prazo.

O teste de Kurozumi foi importante para a identificação da degeneração das variáveis do trabalho. Uma vez que todas são degeneradas, a estatística teste da inversa generalizada de Wald foi utilizada para as análises de causalidade de longo prazo.

Na análise em bloco do teste proposto por Yamamoto e Kurozumi (2003) a evidência que se destacou foi o resultado que corrobora uma causalidade de longo prazo no sentido de Granger do mercado financeiro para o bloco composto pelo setor real e pela abertura comercial, evidenciando novamente uma possível influência que os derivativos agropecuários exerceram sobre as transações comerciais.

Os resultados são evidências empíricas obtidas a partir do teste proposto por Yamamoto e Kurozumi (2003) para o período de 2001 a 2020, e podem ser refinados em uma análise futura. Incluir mais variáveis na análise, como crédito rural, inflação, taxa de juros, número de empregos e nível de impostos pode ser interessante. Outra sugestão seria incluir quebras estruturais, o teste de Maki por exemplo poderia ser aplicado em estudos futuros para identificar múltiplas quebras com cointegração.

O setor agropecuário brasileiro tem real potencial de crescimento nos próximos anos, e o presente trabalho enfatizou através das evidências obtidas que o mercado de derivativos agropecuários pode ser um dos motores desse crescimento no longo prazo, tanto via exportações quanto pela oferta de novos contratos aos produtores.

A contribuição mais evidente do trabalho é a de que o desenvolvimento do mercado de derivativos agropecuários gerou nas últimas duas décadas o crescimento econômico desse setor. Portanto, a disseminação de informações transparentes e detalhadas acerca dos benefícios dos derivativos pelas corretoras e quaisquer outros agentes desse mercado se faz necessária para que no futuro os produtores rurais brasileiros gerenciem seus riscos com cada vez mais eficiência, gerando assim sustentabilidade intertemporal para seus fluxos de caixa com possibilidade de crescimento da produção.

REFERÊNCIAS

- AGUIAR, D. R. D. Mercados futuros como instrumentos de comercialização agrícola no Brasil. **In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural**, 37, 1999, Foz do Iguaçu - PR. Anais, Foz do Iguaçu - PR: SOBER, 1999, p. 46-57.
- AGUIAR, D. R. D. Agricultural futures contracts in Brasil: evolution and perspectives. **In: MOURA, D; SILVA JUNIOR, G. Competitividade do agronegócio brasileiro em mercados globalizados**. Viçosa: UFV, 2004.
- ARAI, Y.; YAMAMOTO T. **Alternative Representation for Asymptotic Distributions of Impulse Responses in Cointegrated VAR Systems**. Economics Letters, n. 67, 2000, p. 261-271.
- AMARAL, G. F.; GUIMARÃES, D. D. Panoramas setoriais 2030: desafios e oportunidades para o Brasil. **In: Panoramas setoriais 2030: desafios e oportunidades para o Brasil**. Rio de Janeiro: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social – BNDES, 2017, p. 225.
- BACHA, C. J. C. **Economia e política agrícola no Brasil**. Campinas: Alínea, 2018.
- BACCHI, M. R. P; BASTOS, E. T.; GASQUES, J. G. Produtividade na agricultura brasileira. **Revista de Agronegócios da FGV**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 08, agosto, p. 47-49. 2008.
- BAGEHOT, W. **Lombard Street**. London: H.S. King, 1873.
- BORGES, M. J.; PARRÉ, J. L. O impacto do crédito rural no produto agropecuário brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, 2022, vol. 60(2), e230521. <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.230521>.
- BORGES, M. J. **Ensaio sobre crédito rural no Brasil**. Tese (doutorado), Universidade Estadual de Maringá, 2019.
- BRUNEAU, C.; JONDEAU, E. Long-Run causality, with Application to International Links between Long-Term Interest Rates. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 61, 1999, p. 545-568.
- BOLSA DO BRASIL: BRASIL, BOLSA E BALCÃO – B3. **Informações e coleta de dados**. São Paulo: Disponível em: < https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/servicos-de-dados/market-data/consultas/mercado-de-derivativos/resumo-das-operacoes/estatisticas/>. Acesso em: 10 jun. 2022.
- CARVALHO, L. V.; **Análise da expansão da produção e dos determinantes das exportações brasileiras de produtos agropecuários e agroindustriais no período de 1961 a 2013**. Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – ESALQ, 2019.
- CASTELAR, L. I. M.; LEITE, L.G.; TROMPIERI NETO, N. Produto Agropecuário Brasileiro, Derivativos e Abertura Comercial: Uma Análise de Causalidade. **In: XXXVII Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2009, Foz do Iguaçu**. XXXVII Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2009.

CHIGIRA, H. **Test for the long-run causality**. M.A. Thesis, Department of Economics, Hitotsubashi University, 2003.

COMISSÃO DE VALORES MOBILIÁRIOS - CVM. **Mercados de Derivativos na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F)**. São Paulo: CVM, 2022.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A Distribution of the estimators for autoregressive times series with a unit root. **Journal of The American Statistical Association**, v. 74, p.427-431, 1979.

ENDERS, W. **Applied econometrics time series**. 2. ed. Hoboken: Wiley, 2004.

DUFOUR, J. M.; RENAULT, E. Short Run and Long Run Causality in Time Series: Theory, **Econometrica**, vol. 66, 1998, p. 1099-1125.

ENGLE, R.; GRANGER, C. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, 1987, p. 251-276.

FARIAS, S. de E.; ALMEIDA, F. M. de.; SILVA, F. A. Produtividade e exportações agrícolas da economia brasileira. **Geosul**, Florianópolis, Florianópolis, v. 35, n. 74, 2020, p. 242-264.

FRAGA, G. J.; BACHA, C. J. C. Abertura comercial, capital humano e crescimento econômico no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 43, 2013, p. 381- 418.

FUGLIE, K. O., WANG, S. L. e BALL, V. E. Productivity growth and technology capital in the global agricultural economy. **Oxfordshire: CAB International**, 2012.

GASQUES, J. G. et al. **Desempenho e Crescimento do Agronegócio no Brasil**. Brasília, IPEA, nov. 2003, 39p.

GOLDSMITH, R. W. **Financial Structure and Development**. New Haven, CT: Yale University Press, 1969.

GRANGER, C. W. J. Developments in the study of cointegrated economic variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 48, p. 213-228, 1986.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica**, vol. 37, No. 3, 1969, p. 424-438.

GRAY, E., JACKSON, T. e ZHAO, S. Agricultural productivity: concepts, measurement and factors driving it - a perspective from the ABARES productivity analyses. **Rural Industries Research and Development Corporation, Australian Government**, n. 10, p. 56, mar. 2011.

GREENE, W.H. **Econometric analysis**, 5.ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2003.

GUGLIELMETTI, V. B. **Desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento econômico: evidências do caso brasileiro**. Dissertação-MPFE, Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo, 2019.

GURLEY, J. G; SHAW, E. S. **Money in a theory of finance**. Washington: Brookings Institution, 1960.

GREENWOOD, J.; SMITH, B. D. Financial Markets in Development and the Development of Financial Markets. **Journal of Economic Dynamics and Control**, January 1997, p.145-181.

HENDRY, D. F. Econometric Modeling with Cointegrated Variables: An Overview. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. August, 1986, p.201-212.

HURLIN, C. **Testing Granger Causality in Heterogenous Panel Data Models with Fixed coefficients**. Other, n. July, 2004, p. 1–30.

HURLIN, C.; VENET, B. **Financial Development and Growth: A Re-Examination using a Panel Granger Causality Test**. n. August, 2008, p. 1–30.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Censo Agropecuário (2017). Disponível em: < <https://censos.ibge.gov.br/agro/2017/>>. Acesso em: 06 jun. 2022b.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. **Dados sobre o PIB agropecuário brasileiro**. Brasília: 2022. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?65370046>>. Acesso em: 10 jun. 2022a.

_____. **Dados sobre as importações e exportações agropecuárias brasileiras**, SECEX/MDIC – Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Brasília: 2022. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?212123132323>>. Acesso em: 10 jun. 2022b.

_____. **Dados sobre taxa de câmbio nominal**. Brasília: 2022. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?234453178967>>. Acesso em: 10 set. 2022c.

_____. **Dados sobre IPC EUA**. Brasília: 2022. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?234453131667>>. Acesso em: 10 set. 2022.

IRELAND, P. N. Money and Growth: An Alternative Approach. **American Economic Review**, March 1994, p. 47-65.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vector. **Journal of Econometric Dynamic and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, vol.59, 1991, p.1551-1580.

JOHANSEN, S. Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, **Oxford University Press**, 1995.

JOHNSTON, J. **Econometric Methods**. 2. ed. New York: McGraw-Hill Book Company, 1972, p. 44-49.

JONES, D. J.; JOULFAIAN, D. Federal Government Expenditures and Revenues in the Early Years of the American Republic: Evidence from 1792 to 1860. **Journal of Macroeconomics**, December 1991, p. 133-155.

JÚNIOR, J. L. R.; FERREIRA, P. C. Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. Rio de Janeiro: **IPEA**, 1999, 31.p. (Texto para discussão, 651).

KUROZUMI, E. **Testing the rank of a sub-matrix of cointegration with a deterministic trend**. Discussion Paper no. 2003–14, Graduate School of Economics, Hitotsubashi University, 2003.

KUROZUMI, E. The rank of a sub-matrix of cointegration. **Econometric Theory**, vol. 21, 2003, p. 299–325.

LEITE, L.G. **Inflação de alimentos e derivativos agropecuários: uma análise de causalidade para o período de 1999 a 2011**. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Programa de Pós-graduação em Economia, CAEN. Fortaleza, 2012.

LUCAS, R. E. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**, July 1988, p.3-42.

LUTKEPOHL, H.; REIMERS H. E. Impulse Response Analysis of Cointegrated Systems with an Application to German Money Demand, **Journal of Economic Dynamics and Control**, vol.16, 1992, p. 53-78.

MARQUES, N.A. et al. Efeito da ampliação das exportações agropecuárias e agroindustriais na balança comercial e (re) distribuição da renda: uma análise de equilíbrio geral. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 44, n. 3, 2006, p. 413-435.

MARTINELLI, A. et al. Sugar and ethanol production as a rural development strategy in Brazil: evidence from state of São Paulo. **Agricultural Systems**, v. 104, n. 5, p. 419-428, 2011.

FRIES, C. D.; CORONEL, D. A. A competitividade das exportações gaúchas de soja em grão (2001-2012). **Pesquisa e Debate**, v. 25. n. 1, p. 163-189, 2014.

MCKINNON, R. **Money and Capital in Economic Development**. Washington, D.C.: Brookings Institution, 1973, p.22-31.

MOORE, B. J., Inflation and Financial Deepening. **Journal of Development Economics**, January/February 1986, p.125-133.

PHILLIPS, P. C. B. Impulse response and forecast error variance asymptotics in nonstationary VARs. **Journal of Econometrics**, vol. 83, 1998, p.21–56.

PAIVA, R. M. **A agricultura no desenvolvimento econômico: suas limitações como fator dinâmico**. Série Monográficas, Rio de Janeiro, v. 8, n. 3, 1979, p. 499-557.

PARK, J. Y.; PHILLIPS, P. C. B. Statistical inference in regressions with integrated processes, Part 2. **Econometric Theory**, vol. 5, 1989, p. 95–131.

- PARUOLO, P. Asymptotic inference on moving average impact matrix in cointegrated I(1) VARsystems. **Econometric Theory** vol. 13, 1997, 79–118.
- PATRICK, H. T. Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries. **Economic Development and Cultural Change**, January 1966, p.174-189.
- PERMAN, R.; Cointegration: An Introduction to the Literature. **Journal of Economic Studies**, august, 1991, p. 3-30.
- RAO, C. R.; MITRA, T. **Generalized Inverse of Matrices and its Applications**. NewYork: JohnWiley and Sons, 1971.
- RIEZMAN, R.G.; SUMMERS, P. M.; WHITEMAN, C.H. The engine of growth or its handmaiden? A time series assessment of export-led growth, **Empirical Economics**, vol. 21, 1996, p. 77-113.
- RIMOLI, T. O mercado de derivativos brasileiro: panorama e efeitos pós-crise de 2008. **Revista Cadernos de Economia**, v. 21, n. 38, 2017, p. 48-62.
- ROBINSON, J. The Generalization of the General Theory, **The Rate of Interest and Other Essays**, London: MacMillan Publishing Co., 1952.
- SCHUMPETER, J.A. **The Theory of Economic Development**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1912.
- ŞENDENİZ-YÜNCÜ, İ.; AKDENİZ, L.; AYDOĞAN, K. Do Stock Index Futures Affect Economic Growth? Evidence from 32 Countries, **Emerging Markets Finance and Trade**, 54(2), 2018, p.410-429.
- SHAW, E. **Financial Deepening in Economic Development**. Oxford: Oxford University Press, 1973, p. 45-52.
- SILVA, M. A. de P. **Efeitos da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário brasileiro**. Dissertação (Pós-graduação em Economia) – Universidade Federal de Viçosa, 2008.
- SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, vol. 58, 1990, p. 113–44.
- SRINIVAS, S.; VIEIRA FILHO, J. E. R. **Farm versus firm: learning and technical link ages of agriculture and industry**. Ipea, 2015.
- SOUZA, W. A. de. **O mercado futuro como instrumento de comercialização para o empresário rural**. 1994. 90 p. Dissertação (Mestrado em Administração Rural) - Universidade Federal de Lavras, Lavras.
- STERN, N. The Economics of Development: A Survey. **Economic Journal**, September, 1989, p. 597-685.

TODA, H. Y.; PHILLIPS, P. C. B. Vector autoregression and causality. **Econometrica** vol. 59, 1993, p. 229–55.

TODA, H. Y.; PHILLIPS, P. C. B. Vector autoregression and causality: a theoretical over view and simulation study. **Econometric Reviews** vol. 13, 1994, p. 259–85.

TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics** vol. 66, 1995, p. 225–50

VIEIRA, R. E.; XAVIER, L. C. O papel da China no crescimento da economia brasileira: uma análise contrafactual da hipótese da *export-led-growth*. **Economia Aplicada**, v. 21, n. 3, 2017, p. 387-415.

VO, D. H.; NGUYEN, P. V.; NGUYEN, H. M.; VO, A. T.; NGUYEN, T. C. Derivatives Market and Economic Growth Nexus: Policy Implications for Emerging Markets. **The North American Journal of Economics and Finance**, vol. 54, 2020.

YAMAMOTO, T.; KUROZUMI, E. Tests for long-run Granger non-causality in cointegrated systems. **Journal of Time Series Analysis**, vol. 27, 2006, p. 703–23.

YAMAMOTO, T.; KUROZUMI, E. **Tests for long-run Granger non-causality in cointegrated systems**. Discussion Paper no. 2003–12, Graduate School of Economics, Hitotsubashi University, 2003.

APÊNDICE

Para provarmos a importante convergência em distribuição descrita em (8) considere a seguinte relação, de acordo com Yamamoto e Kurozumi (2006)¹⁵:

$$T^{1/2}(\hat{\bar{B}} - \bar{B}) = T^{1/2}(\hat{B}_h - B_h) + T^{1/2}(\hat{\bar{B}} - \hat{B}_h) + T^{1/2}(B_h - \bar{B})$$

onde $\hat{B}_h = M'KG\hat{E}^hG'K^{-1}$ é o estimador de máxima verossimilhança de B_h conforme em Phillips (1998) e sejam as convergências em probabilidade $T^{1/2}(\hat{\bar{B}} - \hat{B}_h) \xrightarrow{p} 0$ e $T^{1/2}(B_h - \bar{B}) \xrightarrow{p} 0$, onde $h \rightarrow \infty$ como $T \rightarrow \infty$, conforme em Yamamoto e Kurozumi (2006), então

$$T^{1/2}(\hat{\bar{B}} - \bar{B}) = T^{1/2}(\hat{B}_h - B_h)$$

$$\text{onde } \hat{E}^h = \begin{bmatrix} I_{m-r} & \hat{E}_{12}(I_{m(p-1)+r} + \hat{E}_{22} + \hat{E}_{22}^2 + \dots + \hat{E}_{22}^{h-1}) \\ 0 & \hat{E}_{22}^h \end{bmatrix}$$

$$\xrightarrow{p} \begin{bmatrix} I_{m-r} & E_{12}(I_{m(p-1)+r} - E_{22})^{-1} \\ 0 & 0 \end{bmatrix}.$$

Em Yamamoto e Kurozumi (2003) foi utilizada a mesma estratégia que os trabalhos de Lutkepohl e Reimers (1992) e de Phillips (1998) utilizaram para a prova de (8): a análise da distribuição assintótica da estimativa da matriz de impulso resposta. A distribuição assintótica de $\text{vec}\{\hat{\alpha}, \hat{\Gamma}_1, \dots, \hat{\Gamma}_{p-1}\}$, conforme o teorema 13.5 em Johansen (1995), é dada por

$$T^{1/2}\text{vec}\{\hat{\alpha}, \hat{\Gamma}_1, \dots, \hat{\Gamma}_{p-1}\} - [\alpha, \Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}] \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_{\varepsilon\varepsilon} \otimes \Sigma_{\xi\xi}^{-1}) \quad (9)$$

e seja

$$A = [I_m + \alpha\beta' + \Gamma_1, \Gamma_2 - \Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1} - \Gamma_{p-2}, -\Gamma_{p-1}] = [\alpha, \Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}]G_\xi'K^{-1} + [I_m, 0, \dots, 0],$$

derivando A com respeito à $[\alpha, \Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}]$:

$$\frac{\partial \text{vec}[A]}{\partial \{\text{vec}[\alpha, \Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}]\}'} = I_m \otimes K'^{-1}G_\xi \quad (10)$$

onde $G_\xi = \begin{bmatrix} \beta & 0 \\ 0 & I_{m(p-1)} \end{bmatrix}$ é de ordem $mp \times \{m(p-1) + r\}$. Seja também,

$$\frac{\partial \text{vec}[B_h]}{\partial \{\text{vec}[A]\}'} = \frac{\partial \text{vec}[M'\bar{A}^h]}{\partial \{\text{vec}[A]\}'}$$

¹⁵ Baseado em Arai e Yamamoto (2000) e Phillips (1998).

$$\begin{aligned}
&= \sum_{i=0}^{h-1} M' \bar{A}^i \otimes \bar{A}'^{h-1-i} \left[\frac{\partial \text{vec}[\bar{A}]}{\partial \{\text{vec}[A]\}'} \right] \\
&= \sum_{i=0}^{h-1} M' \bar{A}^i \otimes \bar{A}'^{h-1-i} [M \otimes I_{mp}] \\
&= \sum_{i=0}^{h-1} C_i \otimes \bar{A}'^{h-1-i}
\end{aligned} \tag{11}$$

onde $C_i = M' \bar{A}^i M$. Combinando (9), (10) e (11) obtemos

$$T^{1/2}(\hat{B}_h - B_h) \xrightarrow{d} N \left(0, \left(\sum_{i=0}^{h-1} C_i \otimes \bar{A}'^{h-1-i} K'^{-1} G_\xi \right) (\Sigma_{\varepsilon\varepsilon} \otimes \Sigma_{\xi\xi}^{-1}) \left(\sum_{i=0}^{h-1} C_i \otimes \bar{A}'^{h-1-i} K'^{-1} G_\xi \right)' \right)$$

para um h fixo. Pois segundo Yamamoto e Kurozumi (2006) na convergência em distribuição podemos escrever a matriz de covariância de \hat{B}_h do seguinte modo

$$\left(\frac{\partial \text{vec}[B_h]}{\partial \{\text{vec}[A]\}'} \frac{\partial \text{vec}[A]}{\partial \{\text{vec}[\alpha, \Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}]\}'} \right) (\Sigma_{\varepsilon\varepsilon} \otimes \Sigma_{\xi\xi}^{-1}) \left(\frac{\partial \text{vec}[B_h]}{\partial \{\text{vec}[A]\}'} \frac{\partial \text{vec}[A]}{\partial \{\text{vec}[\alpha, \Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}]\}'} \right)'.$$

Sabemos¹⁶ que $\sum_{i=0}^{h-1} C_i \otimes \bar{A}'^{h-1-i} K'^{-1} G_\xi \xrightarrow{p} C \otimes P$, desse modo

$$T^{1/2}(\hat{B} - \bar{B}) = T^{1/2}(\hat{B}_h - B_h) \xrightarrow{d} N(0, (C \otimes P)(\Sigma_{\varepsilon\varepsilon} \otimes \Sigma_{\xi\xi}^{-1})(C \otimes P)')$$

$$T^{1/2}(\hat{B} - \bar{B}) = T^{1/2}(\hat{B}_h - B_h) \xrightarrow{d} N(0, C \Sigma_{\varepsilon\varepsilon} C' \otimes P \Sigma_{\xi\xi}^{-1} P').$$

¹⁶ Ver apêndice de Yamamoto e Kurozumi (2006).