ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Freitas, Rogério Edivaldo

Working Paper

Suporte agrícola a partir de dados da Organização Para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE): Duas décadas sob análise

Texto para Discussão, No. 2758

Provided in Cooperation with:
Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Freitas, Rogério Edivaldo (2022) : Suporte agrícola a partir de dados da Organização Para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE): Duas décadas sob análise, Texto para Discussão, No. 2758, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, https://doi.org/10.38116/td2758

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/265280

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

TEXTO PARA DISCUSSÃO

2758

SUPORTE AGRÍCOLA A PARTIR DE DADOS DA ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E O DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO (OCDE): DUAS DÉCADAS SOB ANÁLISE

ROGÉRIO EDIVALDO FREITAS

ipea

TEXTO PARA DISCUSSÃO

2758
Rio de Janeiro, abril de 2022

SUPORTE AGRÍCOLA A PARTIR DE DADOS DA ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E O DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO (OCDE): DUAS DÉCADAS SOB ANÁLISE[1]

ROGÉRIO EDIVALDO FREITAS[2]

1. O autor agradece os pareceres de José Garcia Gasques e de um parecerista anônimo à versão inicial do trabalho, eximindo-os das falhas remanescentes.

2. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea.

Governo Federal

Ministério da Economia
Ministro Paulo Guedes

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada ao Ministério da Economia, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
ERIK ALENCAR DE FIGUEIREDO

Diretor de Desenvolvimento Institucional (substituto)
CARLOS ROBERTO PAIVA DA SILVA

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
VAGO

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas (substituto)
MARCO ANTÔNIO F. DE H. CAVALCANTE

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
NILO LUIZ SACCARO JÚNIOR

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura (substituto)
JOSÉ GUSTAVO FERES

Diretor de Estudos e Políticas Sociais (substituto)
HERTON ELLERY ARAÚJO

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais (substituto)
JOSÉ EDUARDO MALTA DE SÁ BRANDÃO

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
ANDRÉ REIS DINIZ

OUVIDORIA: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2022

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1.Brasil. 2.Aspectos Econômicos. 3.Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos). Acesse: http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério da Economia.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: Q10; Q18.
DOI: http://dx.doi.org/10.38116/td2758

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO.....6

2 SUBSÍDIOS AGRÍCOLAS.....7

3 METODOLOGIA E FONTES DE DADOS.....10

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....14

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS..... 25

REFERÊNCIAS.....26

SINOPSE

O suporte agrícola é uma das principais ferramentas usadas pelos governos nacionais para atingir objetivos domésticos, sobretudo após as crises de escassez de alimentos durante e após a Segunda Guerra Mundial. Contudo, programas específicos de subsídios agrícolas podem afetar a produção agrícola de várias formas e alterar a alocação de recursos doméstica e externamente. Neste trabalho, mensurou-se o suporte agrícola nos países acompanhados pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) durante o período de 2000 a 2019, utilizando-se o coeficiente de correlação de Spearman, análises de séries de tempo e procedimentos de *clusters*. Os dados empregados se referem à estimativa de suporte ao produtor (ESP) e à estimativa de suporte ao consumidor (ESC). São comparados os resultados de dois métodos aglomerativos de clusterização e identificam-se grupos de países com resultados similares a partir do comportamento de sua ESP e ESC no período avaliado. Países como Suíça, Coreia do Sul, Turquia e Canadá denotaram perfis específicos. Já China, Indonésia e Filipinas; União Europeia (UE), Japão e Noruega; e Brasil, África do Sul e Chile partilharam similaridades em termos de perfil de suporte agrícola mensurado no período descrito. Implicações de política são discutidas bem como sugestões de continuidade de pesquisa, a exemplo de desagregações (*top-down*) de unidades geográficas, análise de produções agrícolas específicas e os efeitos da pandemia de covid-19 sobre o apoio agrícola ao redor do mundo.

Palavras-chave: suporte agrícola; OCDE; correlação de Spearman; análise de *clusters*.

ABSTRACT

Agricultural support is one of the main tools used by governments to achieve their domestic goals, especially since the food shortages during and immediately after World War II. However, specific agricultural support programs can affect agricultural production in various ways, and support programs can alter the allocation of natural resources domestically and abroad. In this study, we measured agricultural support in OECD-reported countries during the period 2000-2019 using Spearman´s correlation coefficient, time trend analysis and clustering procedures. Data from Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) from 2000 to 2019 were employed, specifically the Producer Support Estimate (PSE) and Consumer Support Estimate (CSE). We compared the results of two agglomerative clustering methods and identified groups of similar countries on the basis of their consumer support and producer support estimates behavior during the period studied. Some countries, such as Switzerland, South Korea, Turkey and Canada, displayed specific support behavior, while other groups of countries shared similarities such as China, Indonesia and the Philippines; the European Union, Japan and Norway; and Brazil, South Africa and Chile. Policies implications are discussed and further research is recommended, including analyses of top-down geographical unities, crop-specific programs, and the effects of the covid-19 pandemic on agricultural support worldwide, as more data becomes available.

Keywords: agricultural support; OECD-reported countries; Spearman's correlation coefficient; clustering.

1 INTRODUÇÃO

Os subsídios agrícolas[1] têm sido de longa data uma questão delicada nas negociações comerciais, tanto bilaterais quanto multilaterais. Em diversas rodadas do antigo Acordo Geral de Tarifas e Comércio (General Agreement on Tariffs and Trade – GATT), as discussões acerca de bens agrícolas foram postergadas, e algumas tentativas de alinhar melhor os subsídios agrícolas adiadas.

Durante a Rodada do Uruguai do GATT (1986-1994)[2] houve um esforço concentrado para melhorar as regras pertinentes aos subsídios domésticos e à exportação com relação aos produtos agrícolas, e materializou-se uma decisão mais clara de tentar reduzi-los gradativamente.

Assim, a Rodada de Doha (iniciada em 2000) viu um maior avanço na implementação das decisões assumidas na Rodada do Uruguai, e os subsídios agrícolas têm se reduzido nas últimas duas décadas – todavia, em graus variados entre os diferentes países, tanto no que se refere aos subsídios domésticos como no que atinge os subsídios à exportação.

Níveis menores de subsídios agrícolas exercidos por grandes atores (*players*) como Estados Unidos, União Europeia (UE) e China são fundamentais para reduzir as distorções de subsídios nos mercados agrícolas mundiais e torná-los mais mercado-orientados e com melhores preços para os produtores agrícolas de países em desenvolvimento.

Destarte, neste trabalho são analisadas mudanças nos níveis de suporte agrícola nos países monitorados pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) de 2000 a 2019, e identificados grupos de países com perfis similares de redução ou elevação de subsídios agrícolas. Para tal, este estudo está organizado nos seguintes termos: a seção 2 discute a questão dos subsídios agrícolas contemporaneamente; a seção 3 apresenta a metodologia e os dados empregados; a seção 4 traz os resultados do estudo, uma discussão e as implicações de política; e a seção 5 conclui com as considerações finais.

1. A maioria dos estudos que versam sobre o tema utiliza o termo "agrícola" compreendendo a produção agropecuária, isto é, produção vegetal e produção animal. Dessa maneira, ao longo do trabalho, sempre que o termo surgir será essa sua correspondência.

2. As negociações da Rodada do Uruguai também estabeleceram as bases para a criação da Organização Mundial do Comércio (OMC). Disponível em: <https://www.wto.org/english/thewto_e/thewto_e.htm>.

2 SUBSÍDIOS AGRÍCOLAS

O suporte agrícola é uma das principais ferramentas utilizadas pelos governos nacionais para atingir seus objetivos domésticos, em especial após a Segunda Guerra Mundial. Ele pode ser valorado em termos de seus impactos sobre a produção e a comercialização de bens agrícolas, dos principais programas vigentes ou de variações em seus objetivos e perfis no correr do tempo.

Programas específicos de subsídios podem afetar a produção agrícola de várias maneiras. Eles podem influenciar a área colhida e as culturas praticadas ao afetar as decisões dos produtores em termos de alocação e uso de insumos de produção (Shi, Wu e Olen, 2019). Igualmente podem afetar os investimentos dos produtores ao reduzir os riscos das safras subsidiadas (Yu e Sumner, 2018). Outras vezes, os programas de subsídios agrícolas podem resultar em superprodução de safras específicas (Wise, 2004).

Ademais, os programas de subsídios podem alterar a alocação de recursos naturais. Kirwan (2009) observara que fazendeiros que alugam a terra que cultivam capturam 75% do subsídio correspondente, deixando 25% para os proprietários da terra, e que a parcela capturada pelos proprietários da terra cresce com medidas locais de competitividade no mercado de aluguel de terras. Na mesma tônica, os subsídios agrícolas deprimem os preços globais de alimentos e reduzem a competitividade e os meios de subsistência de agricultores mais pobres, de modo que têm sido vistos como um símbolo de injustiça do sistema de comércio (Hopewell, 2019).

Mesmo quando as políticas agrícolas são desenhadas para melhorar a produtividade e a competitividade, há evidências de heterogeneidade na eficiência produtiva entre as fazendas (Hailu e Poon, 2017), o que pode resultar em uma correlação negativa entre eficiência produtiva e pagamentos nos programas de suporte.

Certamente, distintos programas de suporte geram efeitos diferentes. Por exemplo, em programas de suporte descasados da produção, a resposta das fazendas depende dos níveis de apoio (Esposti, 2017), o que é função do país e da safra específicos. Graubner (2018) detectou que pagamentos diretos desvinculados da produção são uma das principais ferramentas de política agrícola usadas para sustentar a renda agropecuária, e que embora os modelos teóricos em regra apontem que a maior parte das transferências se transmita para os preços da terra a evidência mostra que isso raramente se verifica.

No caso japonês, por exemplo, Takayama, Hashizume e Nakatani (2020) detectaram que os pagamentos diretos, que têm formato único no Japão, são feitos para comunidades rurais em áreas com declividades e condições de solo menos favoráveis.

Em termos globais, os níveis de suporte agrícola encontram-se numa encruzilhada, com menores patamares nos países da OCDE e suporte crescente aos produtores nas economias emergentes ao longo das décadas recentes (Hirsch e Oberhofer, 2020). Em especial desde a crise dos mercados *subprime* nos Estados Unidos, em 2008, e face à subsequente proliferação de acordos bilaterais de comércio, as negociações multilaterais têm tido menos efetividade.

Destarte, há hoje um desafio e uma oportunidade para criar um mercado agroambiental mundial mais mercado orientado. Ferguson e Gars (2020) observaram que há espaço para melhorias no comércio como um mecanismo para administrar a volatilidade da produção de alimentos; dentro de uma política de descentralização parcial, os governos nacionais são os mais adequados para desenvolver políticas agroambientais (Bareille e Zavalloni, 2020).

Dois dos instrumentos mais usados para medir níveis de subsídios são o Índice de Restritividade no Comércio de Serviços (IRCS) e os indicadores da OCDE, em particular a estimativa de suporte ao produtor (ESP). Surry e Rude (2019) apontaram que as abordagens baseadas no IRCS produzem índices mais elevados e mais variáveis que os da ESP da OCDE, o qual mensura as transferências relacionadas a políticas como uma parcela das receitas brutas da fazenda ou granja.

Já Erjavec e Lovec (2017) detectaram que ao longo do tempo a Política Agrícola Comum (PAC) da UE tem se deslocado de medidas de apoio que distorcem mercados para questões sociais mais amplas, como segurança alimentar, meio ambiente e desenvolvimento sustentável. Tal mudança de foco alinha-se com a crescente importância de questões relacionadas à sustentabilidade e às externalidades das atividades agrícolas, tanto doméstica quanto globalmente.

Em tal cenário, Louhichi *et al*. (2018) concluíram que, embora as proporções de fazendas e de área agrícola sujeita às políticas "verdes" da PAC fossem consideráveis (55% das fazendas e 86% da área agrícola) no nível UE-27, a área realocada como resultado de tais políticas representou apenas 4,5% da área agrícola utilizada.

A PAC em especial é um elemento tão importante e estabelecido na estratégia de planejamento da UE que gera efeitos de transbordamento mesmo no emprego não agrícola. Ainda que a magnitude desses efeitos seja pequena, ela é economicamente significativa (Rizov, Davidova e Bailey, 2018). Nessa mesma direção, Garrone *et al*. (2019) observaram que os subsídios da PAC elevaram a produtividade do trabalho agrícola na média, mas que o efeito agregado ocultava heterogeneidade em termos de impactos dos diferentes tipos de subsídios.

A estrutura de suporte agrícola da UE também foi investigada por Neuenfeldt *et al*. (2019), que concluíram que ela explicava cerca de 36% das variações na estrutura fazendária nas regiões

da UE, seguida por condições naturais (16%), preços agrícolas (14%), variáveis macroeconômicas (9%), população (6%) e renda agrícola (6%).

De fato, além de seus impactos sobre preços e variáveis de curto prazo, a PAC impacta a adoção de tecnologias nas fazendas. Exemplarmente, em determinadas fazendas francesas, o processo de adoção tecnológica guiado pela PAC está relacionado ao tipo de pagamento (associado ou não à produção) concedido (Boussemart *et al*., 2019).

Em relação aos Estados Unidos, Fields (2004) observara que desde a Grande Depressão os fazendeiros do país têm sido beneficiários de um leque de programas de apoio e subsídios desenhados para estabilizar os preços das produções agrícolas, manter os fazendeiros produzindo e proporcionar às famílias norte-americanas uma oferta alimentar confiável.

Tal dinâmica tem por vezes gerado efeitos colaterais, como na presença de risco moral em relação aos programas de seguro agrícola nos Estados Unidos (Wu, Goodwin e Coble, 2020). Este estudo detectou que a chance de solicitações de seguro crescia à medida que se reduziam as expectativas de preços de mercado ou se elevavam os custos de fertilizantes para soja e milho na região das pradarias de Pothole ou para sorgo e algodão em todos os estados.

Ao mesmo tempo, a situação na China tem se alterado ao longo das últimas duas décadas. Hopewell (2019) observou que a China tem se tornado o maior ofertante mundial de subsídios agrícolas, afetando profundamente as políticas globais e as negociações multilaterais relacionadas a subsídios agrícolas, de modo que agora são centrais no conflito comercial China-Estados Unidos.

Setores agrícolas específicos, como o setor de lácteos chinês, justificam exame em detalhe. Chen e Yu (2019) observaram que esse setor tem passado por uma consolidação com o apoio governamental, principalmente para ampliar a segurança alimentar, confirmando que os subsídios são uma das principais ferramentas que os governos nacionais podem empregar para moldar um mercado concentrado com duplo objetivo de reduzir os custos regulatórios e aprimorar o controle de qualidade.

Dadas as preocupações internacionais acerca da pandemia de covid-19 e de suas consequências, não há caminho futuro claro para as medidas de suporte agrícola, e os distintos países provavelmente enfrentarão desafios diferentes. Apesar dessa incerteza, sugere-se que uma vez que a crise pandêmica tenha arrefecido vários governos podem buscar fortalecer as instituições que lideram o comércio internacional com base no que se tenha aprendido sobre a resiliência do sistema alimentar internacional (Kerr, 2020).

Entretanto, o oposto pode também vir a se materializar. Em função de suas experiências com a pandemia, outros governos podem priorizar a oferta doméstica em face de fontes externas

de alimentos e assim reverter os efeitos de globalização sobre os sistemas de oferta de alimentos. Ao mesmo tempo, conforme sublinhado por Barichello (2020), com uma profunda recessão prevista para a economia global, pode-se prever um declínio ainda mais agudo no comércio internacional, acompanhado por aumento nas restrições às importações na forma de regulações mais rígidas de segurança alimentar e de medidas protecionistas moldadas para favorecer os produtores locais.

3 METODOLOGIA E FONTES DE DADOS

Empregaram-se dados anuais de 2000 a 2019 da OCDE, contemplando-se África do Sul, Argentina, Austrália, Brasil, Canadá, Chile, China, Colômbia, Coreia do Sul, Costa Rica, Estados Unidos, Filipinas, Índia, Indonésia, Islândia, Israel, Japão, Cazaquistão, México, Noruega, Nova Zelândia, Rússia, Suíça, Turquia, Ucrânia, UE e Vietnã (OECD, 2016; 2020).[3] Duas medidas de suporte agrícola foram avaliadas: a estimativa de suporte ao produtor (ESP) e a estimativa de suporte ao consumidor (ESC).

O método de avaliação compreende três estágios. Primeiramente, o coeficiente de correlação de Spearman é utilizado para verificar a presença de tendências temporais da ESP e da ESC. Num segundo momento, uma tendência temporal linear é estimada para os países indicados pelo coeficiente de correlação de Spearman. Por fim, num terceiro estágio, procede-se à análise de *clusters* para identificar grupos de países com perfis de comportamento similares a partir dos níveis de suporte agrícola registrados entre 2000 e 2019.

3.1 Coeficiente de correlação de Spearman

A ESP estima o valor monetário anual das transferências brutas de consumidores e contribuintes a produtores agrícolas, mensuradas em nível de unidade produtiva (fazenda, granja, entre outros) e decorrentes de medidas de políticas que apoiam a agropecuária, independentemente de sua natureza, objetivos ou impactos sobre a renda ou produção daquela unidade produtiva. A ESC estima o valor monetário anual das transferências brutas aos consumidores de produtos agrícolas, mensuradas em nível de unidade produtiva (fazenda, granja etc.) e decorrentes de medidas de políticas que apoiam a agropecuária, independentemente de sua natureza, objetivos ou impactos sobre o consumo de produtos agrícolas (OECD, 2020).

3. Conquanto alguns desses países não sejam formalmente integrantes da OCDE, a organização mensura a ESP e a ESC para os mesmos.

O coeficiente de correlação de Spearman foi empregado para avaliar se havia uma tendência no tempo da ESP e da ESC ao longo do intervalo 2000-2019. Trata-se de um teste não paramétrico e que não exige que os dados originais sejam normalmente distribuídos (Conover, 1999; Moretti e Toloi, 2006). Aqui, operacionalmente, traduz-se no cálculo do coeficiente de correlação entre o posto natural do nível de suporte (*S*, que no caso é ESP ou ESC) e sua correspondente estrutura temporal, sendo calculado como se segue:

$$\rho = 1 - \frac{6.d}{N.(N^2-1)} \quad (1)$$

Em que:

$$d = \sum_1^T [R_t - t]^2 \quad (2)$$

R_t é o posto da variável quando ordenada crescentemente no tempo e $t = 1, 2, 3, \ldots, T$ é o posto natural dos diferentes momentos no intervalo temporal considerado. O conceito implícito no teste é que a diferença identificada entre R_t e t afeta diretamente a probabilidade de rejeitar a nulidade da tendência temporal.

3.2 Análise de tendência no tempo

Para os casos nos quais o coeficiente de correlação de Spearman identificar uma tendência temporal não nula a mesma é estimada. Como aproximação inicial, a abordagem linear[4] é utilizada e estimada para cada país, de modo que o tempo (*T*) é a variável explicativa da variável subsídio ou suporte *S* (ESP ou ESC) com base na equação (3), onde o termo u_t é assumido para representar a hipótese clássica acerca dos resíduos nos modelos de regressão linear.

$$S_t = \beta_0 + \beta_1.T + u_t \quad (3)$$

Barreto e Howland (2006) mostraram que o modelo em questão decompõe a soma de quadrados total (SQT) em soma dos quadrados explicada (SQE) e soma dos quadrados dos resíduos (SQR), conforme a seguir:

4. Com base em séries de dados mais longas, abordagens mais complexas podem ser adotadas, a exemplo de estruturas não lineares ou incluindo-se termos sazonais.

$$SQT = SQE + SQR = \sum_{t=1}^{T}(S_t - S_m)^2 = \sum_{t=1}^{T}(S_{est} - S_m)^2 + \sum_{t=1}^{T}(e_{est})^2 \quad (4)$$

S_m é a média do subsídio ou suporte S_t; S_{est} é o valor estimado do suporte ou subsídio para cada ponto da amostra; e e_{est} é o resíduo respectivo.

Utilizando as fontes de variância e os graus de liberdade em cada termo da equação, é possível calcular a análise de variância (tabela 1), cujo teste *F* permite avaliar a significância estatística dos coeficientes da equação (3).

TABELA 1
Análise de variância

Fonte (A)	Graus de liberdade (B)	Quadrado médio = (A)/(B)	*F* - teste (*F*)
SQE	1	QME = SQE/1	*F* = QME/QMR
SQR	(*n* - 2)	QMR = SQR/(*n* - 2)	
SQT	(*n* - 1)	SQT/(*n* - 1)	

Fonte: Barreto e Howland (2006).
Elaboração do autor.

3.3 Análise de *clusters*

O terceiro estágio da metodologia compreende a análise de grupamentos ou a identificação dos *clusters*. Países para os quais uma tendência temporal é identificada conforme o coeficiente de correlação de Spearman descrito na subseção 3.1 e para os quais a tendência no tempo é estimada de acordo com a subseção 3.2 são agrupados com base em suas tendências temporais de ESP e ESC.

A análise de *clusters* tem sido empregada há mais de um século como ferramenta para identificar similaridades entre unidades de um conjunto. Ela tem sido usada em campos de investigação variados, como a arqueologia (Driver e Kroeber, 1932), a psicologia e a psiquiatria (Zubin, 1938a; 1938b), e ainda aplicada a características taxonômicas (Sokal e Sneath, 1963).

O procedimento de aglomeração pode ser dividido em processo aglomerativo hierárquico e processo aglomerativo não hierárquico. O primeiro consiste de um procedimento passo a passo para gerar os *clusters*, enquanto o segundo usa algoritmos para maximizar a homogeneidade dentro dos grupos formados sem recorrer a um mecanismo hierárquico.

Entre os métodos aglomerativos hierárquicos os mais comumente utilizados são o do vizinho mais próximo (ou único), do vizinho mais distante (ou completo) e o da vizinhança média entre grupos. Tais métodos não exigem um número predefinido de grupos para ser os centros de

aglomeração. Entre os métodos aglomerativos não hierárquicos, o mais comumente empregado é o procedimento *k-means*, cujo número de centros de aglomeração é definido e usado como base a partir da qual os itens são alocados em função de sua proximidade.

Neste estudo utilizamos o método aglomerativo hierárquico para identificar os grupamentos, conforme o preconizado por Johnson e Wichern (2007). Então, o número de grupamentos identificados é usado como insumo para o método aglomerativo não hierárquico.

A análise de *cluster* basear-se-á na distância euclidiana entre as observações, com base no método do vizinho mais próximo. Consoante Fávero e Belfiore (2020), esse método é adequado quando as variáveis mensuradas nas observações apresentam elevado nível de variabilidade, o que é o caso do conjunto de dados aqui utilizado.

A distância euclidiana é definida como uma função de *X* variáveis associadas a dois elementos de um grupo ou conjunto de dados que pode ser expressa na equação (5).

$$d(X_1, X_k) = \left[(X_1 - X_k)'(X_1 - X_k)\right]^{1/2} = \left[\sum_{i=1}^{p}(X_{i1} - X_k)^2\right]^{1/2} \quad (5)$$

As variáveis ou características de cada elemento amostral são representadas por *i* enquanto *k* representa o número de elementos.

Os cálculos compreendem dois estágios. Primeiramente, o método hierárquico é usado para identificar o número de grupamentos. A seguir, o número de grupos identificados é usado com informação para a execução do método aglomerativo não hierárquico *k-means*. Os dois métodos de clusterização foram realizados com base nas variáveis ESP e ESC.

Uma vez que os procedimentos hierárquico e *k-means* estejam concluídos, seus resultados podem ser comparados. Além disso, é possível testar a presença de diferentes médias entre os grupos de países gerados por meio do teste *F*, baseando-se nas hipóteses definidas a seguir (Barreto e Howland, 2006; Greene, 2017):

- *H0*: a variável (tendência temporal da ESP ou da ESC) apresenta a mesma média para todos os *clusters*; e

- *Ha*: a variável (tendência temporal da ESP ou da ESC) apresenta média distinta para ao menos um dos *clusters*.

Esse passo permite realizar uma checagem tanto acerca dos resultados do procedimento aglomerativo hierárquico como dos resultados do procedimento aglomerativo não hierárquico.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A primeira subseção dos resultados discute o teste do coeficiente de correlação de Spearman para os países da OCDE no período 2000-2019; a segunda subseção apresenta a análise das séries temporais; e a terceira traz os resultados do procedimento de *clusters*.

4.1 Coeficiente de correlação de Spearman

A tabela 2 exibe os resultados do coeficiente de correlação de Spearman tanto para a ESP quanto para a ESC nos países reportados pela OCDE entre 2000 e 2019.

TABELA 2
Coeficiente de correlação de Spearman para os países mensurados pela OCDE (2000-2019)

País	Coeficiente de Spearman (ESP)	Coeficiente de Spearman (ESC)
UE	-0,842 ***	0,805 ***
Canadá	-0,857 ***	0,614 ***
China	0,803 ***	-0,783 ***
Coreia do Sul	-0,817 ***	0,773 ***
Estados Unidos	-0,591 ***	0,635 ***
Japão	-0,853 ***	0,827 ***
México	-0,968 ***	0,758 ***
Rússia	-0,053	0,149
África do Sul	-0,555 **	0,513 *
Argentina	-0,307	0,230
Austrália	-0,779 ***	0,750 ***
Brasil	-0,857 ***	0,785 ***
Chile	-0,835 ***	0,826 ***
Colômbia	-0,627 ***	0,620 ***
Costa Rica	-0,036	0,039
Filipinas	0,701 ***	-0,684 ***
Índia	-0,083	0,217
Indonésia	0,808 ***	-0,806 ***
Islândia	-0,523 *	0,391
Israel	0,116	-0,189

(Continua)

(Continuação)

País	Coeficiente de Spearman (ESP)	Coeficiente de Spearman (ESC)
Cazaquistão	-0,093	0,565 **
Noruega	-0,615 ***	0,556 **
Nova Zelândia	-0,058	-0,060
Suíça	-0,710 ***	0,794 ***
Turquia	-0,513 *	0,611 ***
Ucrânia	-0,115	-0,101
Vietnã	-0,586 ***	0,433

Fonte: OECD (2016; 2020).
Elaboração do autor.
Obs.: *Nível de significância de 5%; **nível de significância de 2%; ***nível de significância de 1%.

No nível de significância de 1%, o coeficiente de Spearman confirmou a presença de tendência temporal para a ESP e para a ESC na maior parte dos países mensurados entre 2000 e 2019. Entretanto, para um grupo de países isso não se verificou – caso de Vietnã, Ucrânia, Nova Zelândia, Cazaquistão, Israel, Islândia, Índia, Costa Rica, Argentina e Rússia. Destarte, tais países foram excluídos do próximo passo metodológico do estudo.

Para os países com tendência temporal confirmada, a tônica foi de suporte decrescente na ponta da produção (ESP) e de apoio crescente na ponta do consumo (ESC), como é o caso de UE, Estados Unidos, Brasil, Canadá e México, alguns dos maiores exportadores de alimentos.

Em paralelo, vale observar que China, Filipinas e Indonésia foram os três únicos países com coeficientes significativos de valores positivos para a ESP e negativos para a ESC. Isso se deve a duas razões fundamentais, sobretudo na China.

Primeiramente, estratégias específicas associam-se à grande população e ao crescimento econômico chineses neste século. Chen e Yu (2019) já haviam enfatizado esse aspecto dos subsídios agrícolas no caso chinês. E, em segundo lugar, a prioridade de apoio em subsídios do lado da oferta em detrimento do lado da demanda. Ambas as motivações estão ancoradas principalmente em preocupações de segurança alimentar associadas à *performance* econômica recente dos três países.[5]

5. Esse ponto pode ser analisado em maior profundidade em estudos futuros, bem como no caso da avaliação de produções agropecuárias específicas para os itens mais tradicionalmente subsidiados pelos países aqui amostrados.

4.2 Análise de tendência no tempo

Com base nos resultados obtidos na seção 4.1, calcularam-se as tendências temporais da ESP e da ESC para Austrália, Brasil, Canadá, Chile, China, Colômbia, UE, Indonésia, Japão, México, Noruega, Filipinas, África do Sul, Coreia do Sul, Suíça, Turquia e Estados Unidos, consoante reportado na tabela 3. Esses países contemplam a maioria dos países do G20[6] e quase todos os maiores exportadores e importadores mundiais de produtos alimentícios.[7]

TABELA 3

Tendências temporais da ESP e da ESC para os países mensurados pela OCDE (2000-2019)

País	Tendência temporal (ESP)	Tendência temporal (ESC)
UE	-0,778 ***	0,747 ***
Canadá	-0,694 ***	0,239 **
China	0,546 ***	-0,501 ***
Coreia do Sul	-0,928 ***	0,714 ***
Estados Unidos	-0,517 ***	0,545 ***
Japão	-0,717 ***	0,622 ***
México	-0,810 ***	0,714 ***
África do Sul	-0,239 ***	0,214 **
Austrália	-0,125 ***	0,111 ***
Brasil	-0,395 ***	0,325 ***
Colômbia	-0,462 ***	0,466 ***
Chile	-0,233 ***	0,402 ***
Filipinas	0,590 ***	-0,537 ***
Indonésia	1,195 ***	-1,377 ***
Noruega	-0,605 ***	0,683 ***
Suíça	-1,083 ***	1,809 ***
Turquia	-0,427 *	0,659 ***

Fonte: OECD (2016; 2020).

Elaboração do autor.

Obs.: *Nível de significância de 5%; **nível de significância de 2%; ***nível de significância de 1%.

6. Argentina, Austrália, Brasil, Canadá, China, França, Alemanha, Índia, Indonésia, Itália, Japão, México, Rússia, Arábia Saudita, África do Sul, Coreia do Sul, Turquia, Reino Unido, Estados Unidos e Espanha (OECD, 2021).

7. Os principais exportadores de produtos alimentícios são UE, Estados Unidos, Brasil, China, Canadá, Argentina, México, Tailândia, Índia e Indonésia, ao passo que os principais importadores de bens alimentícios são UE, Estados Unidos, China, Japão, Reino Unido, Canadá, Coreia do Sul, Rússia, Hong Kong e México. Disponível em: <https://www.wto.org/english/thewto_e/thewto_e.htm>.

Os resultados da tabela 3 sugerem que há países similares em termos de tendência temporal da ESP e da ESC. Em regra, tais países exibiram tendências da ESP e da ESC significativas em 1%. À exceção de China, Indonésia e Filipinas, eles demonstraram uma tendência temporal negativa para a ESP e uma tendência temporal positiva para a ESC. As três exceções vislumbradas, China, Filipinas e Indonésia, exibiram uma tendência temporal positiva para a ESP de 0,546, 0,590 e 1,195, respectivamente, confirmando um crescente apoio aos produtores agrícolas nos três países.

As tendências temporais negativas mais expressivas para a ESP foram apresentadas por Suíça, Coreia do Sul, México e UE, com valores de -1,083, -0,928, -0,810, e -0,778, respectivamente. Estudos anteriores (Erjavec e Lovec, 2017; Neuenfeldt *et al*., 2019) já haviam confirmado uma alteração nos valores da ESP da UE nos anos recentes.

Já no que tange à ESC, os valores de tendência mais expressivos foram apresentados pela Suíça, Indonésia, UE, Coreia do Sul e México, com valores de 1,809, -1,377, 0,747, 0,714, e 0,714, respectivamente. Novamente, China, Filipinas e Indonésia foram exceções à trajetória geral de suporte em declínio para os produtores agrícolas e de apoio crescente para os consumidores de bens agrícolas; pelo contrário, nesses três casos houve elevação de apoio para os produtores agrícolas e redução de suporte para os consumidores de bens agrícolas.

No caso chinês, esses números estão em acordo com Hopewell (2019) e Chen e Yu (2019), trabalhos que já haviam ressaltado o papel crescente da China em termos do subsídio ou suporte ao produtor agrícola no cenário mundial.

4.3 *Clusters* de países mensurados pela OCDE com base em suporte agrícola

Nesse ponto, discutem-se as várias medidas de dispersão usadas para preparar o procedimento de *clusters* antes da escolha do método aglomerativo hierárquico. O método do vizinho mais próximo é adequado quando as observações são distantes (dispersas) entre si. Diametralmente, o método do vizinho mais distante é apropriado quando a dispersão é pequena, ou seja, quando as observações estão próximas umas das outras.

A tabela 4 exibe os valores de dispersão para os valores mensurados pela OCDE nos períodos 2000-2008, 2009-2019 e 2000-2019. Ela apresenta também a amplitude (A), a média (M), o desvio-padrão (DP) e o coeficiente de variação (CV) para o conjunto de dados relevantes.

TABELA 4

Valores de dispersão da ESP e da ESC para os países mensurados pela OCDE

País	Média (ESP)		
	2000-2008	2009-2019	2000-2019
UE	28,229	19,365	23,354
Canadá	17,592	10,448	13,663
China	7,453	13,589	10,828
Coreia do Sul	58,409	48,366	52,886
Estados Unidos	14,680	8,927	11,516
Japão	49,546	43,313	46,118
México	18,540	10,725	14,242
África do Sul	6,910	3,435	4,999
Austrália	3,982	2,357	3,089
Brasil	7,587	3,960	5,592
Colômbia	19,536	16,856	18,062
Chile	5,077	2,885	3,872
Filipinas	18,338	25,099	22,057
Indonésia	7,058	20,723	14,574
Noruega	65,068	59,098	61,785
Suíça	62,018	49,863	55,333
Turquia	27,162	23,479	25,137
(A) (todos os países)	**61,086**	**56,741**	**58,696**
[A/M]	24,540	21,323	22,771
(M) (todos os países)	**2,489**	**2,661**	**2,578**
DP (todos os países)	**21,039**	**18,139**	**19,220**
CV (todos os países)	**0,857**	**0,851**	**0,844**
País	Média (ESC)		
	2000-2008	2009-2019	2000-2019
UE	-12,570	-3,872	-7,786
Canadá	-11,646	-10,097	-10,794
China	-4,139	-10,268	-7,510
Coreia do Sul	-52,292	-45,172	-48,376
Estados Unidos	7,626	14,409	11,357
Japão	-43,273	-37,464	-40,078
México	-8,988	-1,810	-5,040
África do Sul	-5,167	-2,209	-3,540
Austrália	-1,388	-0,134	-0,698
Brasil	-3,464	-0,436	-1,799

(Continua)

(Continuação)

País	Média (ESC)		
	2000-2008	2009-2019	2000-2019
Colômbia	-23,486	-20,438	-21,810
Chile	-4,477	-0,424	-2,248
Filipinas	-18,704	-25,088	-22,216
Indonésia	-8,127	-24,415	-17,085
Noruega	-46,596	-39,946	-42,939
Suíça	-51,864	-31,151	-40,472
Turquia	-25,487	-20,006	-22,473
(A) (todos os países)	**59,918**	**59,581**	**59,733**
[A/M]	-18,473	-15,207	-16,677
(M) (todos os países)	**-3,244**	**-3,918**	**-3,582**
DP (todos os países)	**19,030**	**16,883**	**17,456**
CV (todos os países)	**-1,030**	**-1,110**	**-1,047**

Fonte: OECD (2016; 2020).
Elaboração do autor.

O primeiro subperíodo (2000-2008) corresponde aos dados gerados antes da crise dos mercados *subprime* em 2008, enquanto o segundo subperíodo refere-se às informações obtidas após a crise, originada nos mercados imobiliários dos Estados Unidos que, em seguida, difundiu-se pelos setores produtivo e financeiro internacionais.

Considerando-se os subperíodos 2000-2008 e 2009-2019, há quatro observações acerca da tabela 4. Em primeiro plano, o DP da ESP é 85% da média da ESP para ambos os subperíodos. Em segundo lugar, o CV da ESC é maior que a unidade em ambos os subperíodos. Terceiro, no subperíodo 2000-2008, os valores médios da ESP para Noruega e Suíça são maiores que os limites superiores do desenho esquemático (ou histograma) da respectiva distribuição dos dados, isto é, os dois países são *outliers* (isto é, apresentam valores fora do padrão geral da amostra).[8] E, finalmente, a Noruega é também *outlier*[9] em termos da média de sua ESP para o subperíodo 2009-2019.

8. As ESPs de Noruega e Suíça superaram o limite superior da respectiva distribuição que é dado por (J3 + 1,5*Dj), onde J3 é o 3º quartil da distribuição da ESP para o subperíodo 2000-2008; Dj é a diferença entre J3 e J1; e J1 é o 1º quartil da distribuição da ESP para o subperíodo 2000-2008.

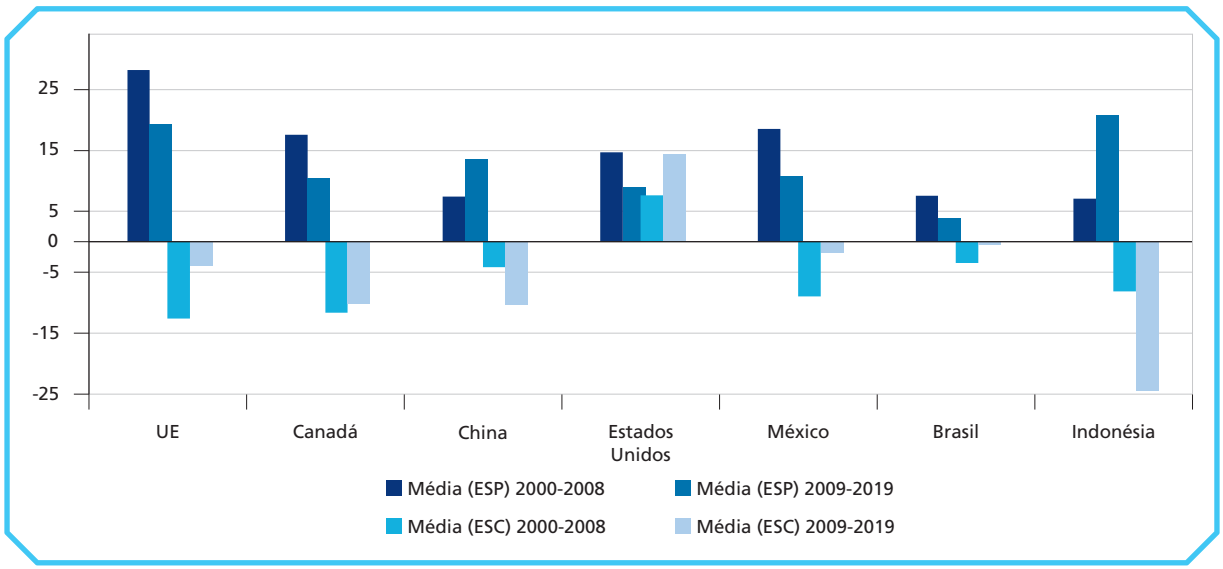
9. A ESP da Noruega foi superior ao limite superior da respectiva distribuição, que é dado por (J3 + 1,5*Dj), onde J3 é o 3º quartil da distribuição da ESP para o subperíodo 2009-2019; Dj é a diferença entre J3 e J1; e J1 é o 1º quartil da distribuição da ESP para o subperíodo 2009-2019.

Ademais, para o período 2000-2019, a amplitude da ESP foi cerca de 22,8 vezes seu valor médio; o CV da ESP foi da ordem de 84%; enquanto a amplitude da ESC foi quase 16,7 vezes (valor em módulo) seu valor médio; e o CV da ESC foi maior que 1 (1,047, valor em módulo). Todos esses indicadores apontam para elevada variabilidade dos dados. Nesses termos, o método do vizinho mais próximo foi selecionado como método aglomerativo hierárquico.

Como ilustração adicional, vejamos os dados do gráfico 1, que apresenta os valores da tabela 4 especificamente para os maiores exportadores globais de alimentos.

GRÁFICO 1

Valores de suporte agropecuário nos grandes exportadores de alimentos



Fonte: OECD (2016; 2020).
Elaboração do autor.

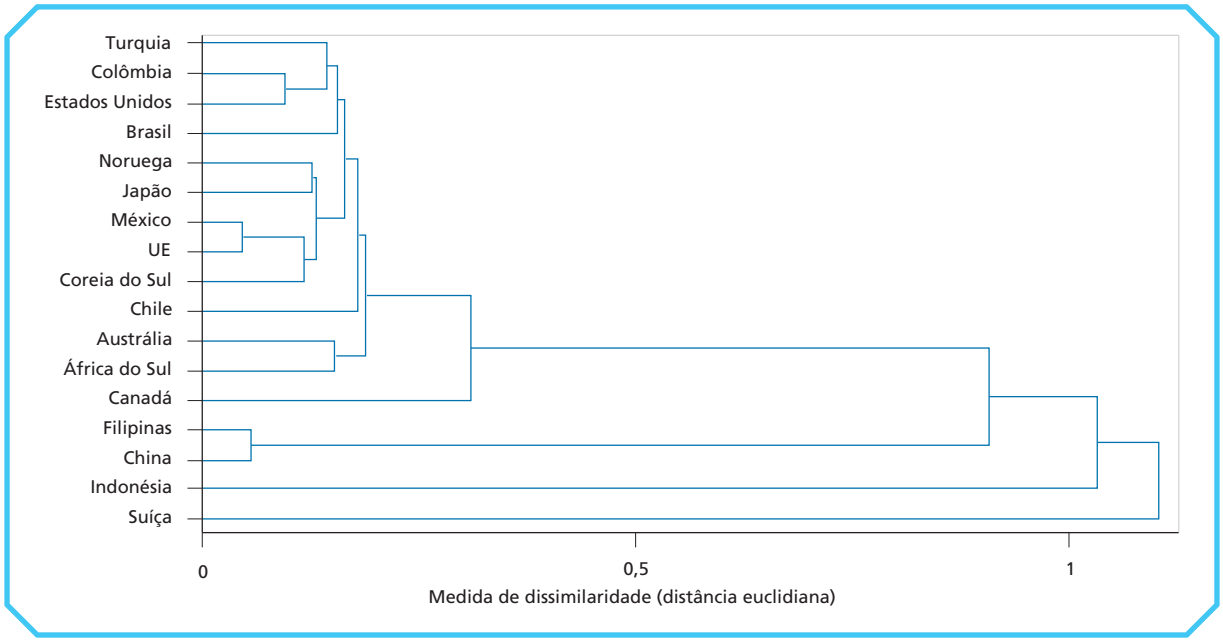
Ademais, observando-se apenas o caso brasileiro, nota-se que o apoio ao produtor no âmbito da política agrícola brasileira é substancialmente menor que aquele presente em outros grandes exportadores de alimentos, como Estados Unidos, UE, China e Canadá. Ao mesmo tempo, na ponta do consumo (ESC), os valores brasileiros mostram que o país é um dos que menos transfere valores aos seus consumidores em decorrência de políticas agrícolas, proporcional e comparativamente, ainda que esse apoio tenha crescido no tempo.

4.3.1 Procedimento de análise de *clusters*

A análise de *clusters* baseou-se nas tendências temporais obtidas a partir dos dois primeiros estágios metodológicos, e o método aglomerativo hierárquico do vizinho mais próximo

foi empregado para criar o respectivo dendograma exibido na figura 1. O dendograma, comumente empregado em análises de *clusters*, é um tipo de diagrama de árvore que representa a hierarquia de indivíduos num conjunto com base em seu grau de similaridade em termos de características (ou variáveis) comuns a tais indivíduos.

FIGURA 1
Dendograma para os países mensurados pela OCDE a partir das tendências da ESP e da ESC (2000-2019)



Fonte: OECD (2016; 2020).
Elaboração do autor.

A figura 1 sugere que há seis subgrupos de países com base nas similaridades em suas tendências da ESP e da ESC ao longo do período 2000-2019. Esses seis subgrupos surgem dos saltos na medida de dissimilaridade (distância euclidiana) mensurada no eixo X. Os subgrupos são: i) Turquia, Colômbia, Estados Unidos e Brasil; ii) Noruega, Japão, México, UE e Coreia do Sul; iii) Chile, Austrália e África do Sul; iv) Canadá; v) Filipinas e China; e vi) Indonésia e Suíça.

Além disso, se $k = 6$, o método aglomerativo não hierárquico *k-means* pode também ser implementado. Portanto, torna-se possível comparar os resultados obtidos usando esses dois métodos.[10] Nesses termos, a tabela 5 mostra os resultados do método aglomerativo hierárquico do vizinho mais

10. Foram empregados procedimentos do *software* Stata tanto para a análise do método hierárquico (*cluster*) quanto para a análise do método não hierárquico (*k-means*) (Stata, 2015).

próximo (*cluster*) e do método aglomerativo não hierárquico *k-means* quando $k = 6$, de acordo com o apresentado na figura 1.

Os resultados elencados na tabela 5 foram checados para verificar se os grupos gerados exibiam diferentes médias para suas tendências de ESP/ESC.

TABELA 5
***Clusters* de países conforme os métodos aglomerativo hierárquico (*cluster*) e aglomerativo não hierárquico (*k-means*) (2000-2019)**

K-means		Hierárquico (*cluster*)	
País	Grupo	País	Grupo
Suíça	1	Suíça	1
Austrália	2	Indonésia	2
Brasil	2	China	3
Canadá	2	Filipinas	3
África do Sul	2	Canadá	4
China	3	Austrália	5
Indonésia	3	África do Sul	5
Filipinas	3	Brasil	6
UE	4	Chile	6
México	4	Colômbia	6
Coreia do Sul	4	UE	6
Chile	5	Japão	6
Colômbia	5	México	6
Turquia	5	Noruega	6
Estados Unidos	5	Coreia do Sul	6
Japão	6	Turquia	6
Noruega	6	Estados Unidos	6

Fonte: OECD (2016; 2020).
Elaboração do autor.

A tabela 6 exibe os respectivos resultados. Dado que o valor crítico do teste *F* é 5,32 no nível de 1% de significância, confirma-se que os grupos obtidos apresentam tendências médias diferentes.

TABELA 6

Resultados dos testes *F* para os grupos de países a partir de suas tendências de ESP e ESC (2000-2019)

Procedimento	ESP	ESC
Hierárquico (*cluster*)	26,990 ***	80,333 ***
Não hierárquico (*k-means*)	22,696 ***	27,475 ***

Fonte: OECD (2016; 2020).
Elaboração do autor.
Obs.: *** Nível de significância de 1%.

Os resultados presentes na tabela 4 mostraram a Suíça como *outlier*, argumento ratificado pelos resultados apresentados na tabela 5, o que confirma o caráter único da Suíça em termos de uma ESP declinante e uma ESC crescente. Ao mesmo tempo, observa-se que Austrália e África do Sul pertencem ao mesmo grupamento, independentemente do método de aglomeração utilizado, o mesmo valendo para China e Filipinas.

Comparativamente, o procedimento hierárquico identificou um grupamento com dez elementos, isto é, Brasil, Chile, Colômbia, UE, Japão, México, Noruega, Coreia do Sul, Turquia e Estados Unidos. O procedimento *k-means* mostrou-se mais apropriado, à medida que identificou grupos mais bem distribuídos a partir das tendências verificadas em ESP e ESC. Com base no procedimento *k-means*, Brasil e UE pertencem a distintos grupamentos, o mesmo valendo para Colômbia e Noruega – o que faz sentido, por conta de suas prioridades e estratégias, muito diferentes para seus setores agrícolas.

China, Indonésia e Filipinas foram agrupadas no mesmo grupo com base no procedimento *k-means*, o que soa coerente – são países populosos e precisam elaborar políticas agrícolas consequentes com o tamanho de suas populações. No caso da China em particular, conforme Fukase e Martin (2016), somente o contínuo crescimento de sua produtividade agrícola capacitará o país a amparar-se exclusivamente em sua oferta doméstica de alimentos. Tal argumento aplica-se, *mutatis mutandis*, a outras nações populosas da Ásia, como Indonésia e Filipinas.

Ademais, é importante discutir os resultados para outros grandes produtores e importadores de alimentos, casos de Estados Unidos e UE. Em ambos os casos, os resultados mostram ESP declinante e ESC ascendente, com tendências mais pronunciadas no contexto europeu. Esse é um elemento associável à Política Agrícola Comum (PAC) da UE e já havia sido identificado em análises precedentes, a exemplo de Erjavec e Lovec (2017) e Louhichi *et al.* (2018).

No desenho geral, observa-se uma tendência de redução no suporte aos produtores agrícolas e de crescimento do subsídio junto ao consumidor de bens agrícolas ao longo das últimas

duas décadas, excetuados os exemplos de China, Indonésia e Filipinas, já discutidos. Tal tendência geral tem sido expressiva em algumas nações (como Suíça e Coreia do Sul), moderada em outras (UE, Japão e Noruega) ou mesmo sutil em terceiros países (Brasil, África do Sul, Austrália e Chile).

Outra observação é que alguns casos, como Canadá e Turquia, são ainda quebra-cabeças em termos de intensidade da redução/aumento da ESP/ESC. Estudos futuros sobre esses países seriam bem-vindos, como também uma avaliação *top-down* (por safras, produções ou mecanismos de subsídio específicos). Alguns exemplos relevantes nessa direção são os setores de lácteos e de carnes em geral na China, os setores lácteos e de frangos nos Estados Unidos, e os segmentos de cereais na UE.

4.3.2 Implicações de política

Os resultados apresentados mostram diferentes trajetórias de suporte agrícola nos países desenvolvidos e nos países emergentes. Sobretudo nos países asiáticos populosos há uma clara ênfase no subsídio aos produtores agrícolas às custas da ponta do consumo. Já nos países desenvolvidos, pelo contrário, observou-se uma transição do subsídio ao produtor agrícola para o subsídio ao consumidor de bens agrícolas, de certa forma alinhada com acordos multilaterais. Tais movimentos não são casuais, conforme salientado por Wise (2004), mas associados a preocupações estratégicas e a pressões setoriais no interior dos próprios países.

No nível de análises dos países, nota-se espaço para possível tensão crescente entre Estados Unidos e China na esfera comercial (Hopewell, 2019), e o tipo de subsídio agrícola que esses países exercem funciona como combustível nesse processo. Ao mesmo tempo, a UE parece direcionar-se para programas específicos e voltados para a sustentabilidade (Bareille e Zavalloni, 2020), o que pode aprofundar a transição do subsídio ao produtor para o subsídio ao consumidor e também reforçar o suporte para culturas e regiões específicas dentro da UE (Louhichi *et al*., 2018).

Sob tal contexto, um fenômeno paralelo que não pode ser negligenciado é a recente mudança estratégica de muitas nações que passaram a privilegiar acordos bilaterais em detrimento das negociações multilaterais. Ademais, para todos os países, as preocupações com as questões de sustentabilidade ambiental dos programas de subsídios tornam-se centrais e inevitáveis doravante.

Todos esses componentes atuarão para diferenciar os grupos de países de comportamento similar em termos de subsídios agrícolas. Assim, alguns dos grupamentos identificados podem fortalecer seus laços nos anos vindouros, o que representa uma possível extensão do presente estudo. Igualmente, os países e seus respectivos acordos bilaterais (Hirsch e Oberhofer, 2020)

podem se ver refletidos em futuros estudos que busquem mapear os grupamentos de nações com base nas variáveis aqui discutidas.

Por fim, um dado que por certo impactará as decisões de subsídios agrícolas no cenário internacional é a pandemia de covid-19 e seus efeitos sobre cada país (Kerr, 2020). Por ora, seus efeitos de médio e longo prazos são imprevisíveis. Destarte, com base nos resultados até aqui debatidos, pode-se ter um ponto de partida para compreender o *locus* de cada um dos países observados no contexto de suporte agrícola global, informação que pode ser crucial no âmbito de negociações, tanto bilaterais quanto multilaterais.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O nível de suporte agrícola dos países tem impacto significativo sobre a produção e a comercialização de alimentos, e os programas de apoio correspondentes têm se transformado nas décadas recentes. Sob tal cenário, este estudo objetivou medir tendências nos níveis de subsídio agrícola nos países acompanhados pela OCDE de 2000 a 2019 e identificar similaridades entre eles.

Empregaram-se dados da OCDE (2016; 2020) para o período de 2000 a 2019. Os dados foram analisados em um processo de três estágios compreendendo o uso do coeficiente de correlação de Spearman, análises de tendências temporais e procedimentos de *clusters*.

O coeficiente de correlação de Spearman identificou dezessete países com tendência temporal nos seus indicadores de subsídios agrícolas, ou seja, Austrália, Brasil, Canadá, Chile, China, Colômbia, UE, Indonésia, Japão, México, Noruega, Filipinas, África do Sul, Coreia do Sul, Suíça, Turquia, e Estados Unidos. Tais nações foram então examinadas com análises de tendências temporais e procedimentos de *clusters*.

Os resultados do estudo indicaram que, na avaliação da ESP, Suíça e Noruega são *outliers*, isto é, países com níveis comparativamente altos de apoio ou subsídio. Além disso, alguns países exibiram tendências similares em sua ESP e em sua ESC. Em primeiro plano, China, Indonésia, e Filipinas foram as únicas nações com tendência positiva para a ESP e negativa para a ESC. Em segundo lugar, Suíça, Coreia do Sul, UE e México apresentaram valores elevados na tendência negativa da ESP e na tendência positiva da ESC. Já para Brasil e Chile observaram-se valores mais tênues na tendência negativa da ESP e na tendência positiva da ESC.

Outra observação é que a Suíça apresentou um perfil bastante singular, de expressivo decréscimo no apoio ao produtor agrícola e de notável aumento de subsídio na ponta da demanda

interna. África do Sul e Austrália, no entanto, integraram o mesmo grupamento de países independentemente do procedimento de *clusters* empregado, o mesmo se verificando para China e Filipinas.

O procedimento não hierárquico de grupamentos *k-means* pareceu mostrar-se mais adequado do que o procedimento hierárquico, dado que identificou *clusters* mais diversificados com base nas tendências da ESP e da ESC. Exemplarmente, utilizando o procedimento *k-means*, UE, Brasil, Colômbia e Noruega foram agrupados em *clusters* distintos, refletindo diferentes prioridades e estratégias desses países para seus setores agrícolas.

Numa perspectiva ampla, com exceção de China, Filipinas e Indonésia, os resultados do estudo sinalizam para um declínio no suporte ao produtor agrícola e uma elevação no apoio ao consumidor de bens agrícolas nas últimas duas décadas.

Sugestões de estudos futuros são anotadas. Primeiramente, países como Canadá e Turquia poderiam ser estudados em maior detalhe em investigações futuras por conta do padrão de queda/elevação em suas ESP/ESC, bastante diferenciado do padrão geral identificado. Em segundo lugar, poderiam ser implementadas análises do tipo *top-down* (por cultura ou produção agrícola, por exemplo) para programas de subsídios específicos em produtores-chave, por exemplo, Japão, China, UE e Estados Unidos.

Finalmente, os efeitos potenciais da pandemia de covid-19 não podem ser negligenciados numa agenda futura de pesquisas. É possível que a pandemia do novo coronavírus tenha impactado os hábitos de consumo no médio-longo prazos, de modo que os níveis de subsídios agrícolas podem sofrer mudanças substanciais entre os países, sobretudo se associados com patamares decrescentes ou restringidos de comércio multilateral.

REFERÊNCIAS

BAREILLE, F.; ZAVALLONI, M. Decentralization of agri-environmental policy design. **European Review of Agricultural Economics**, v. 47, n. 4, p. 1502-1530, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/erae/jbz049>.

BARICHELLO, R. The covid-19 pandemic: anticipating its effects on Canada's agricultural trade. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, n. 68, p. 219-224, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/cjag.12244>.

BARRETO, H.; HOWLAND, F. M. **Introductory econometrics**: using Monte Carlo simulation with Microsoft Excel. New York: Cambridge University Press, 2006.

BOUSSEMART, J. P. *et al*. Technical catching-up and decoupled payments in a selection of French farms. **European Review of Agricultural Economics**, n. 46, v. 2, p. 215-235, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/erae/jby023>.

CHEN, Y.; YU, X. Do subsidies cause a less competitive milk market in China? **Agricultural Economics**, n. 50, v. 3, p. 303-314, 2019. Disponível: <https://doi.org/10.1111/agec.12485>.

CONOVER, W. J. **Practical nonparametric statistics**. New York: Wiley, 1999.

DRIVER, H. E.; KROEBER, A. L. Quantitative expression of cultural relationships. **University of California Publications in American Archeology and Ethnology**, v. 31, n. 4, p. 211-256, 1932.

ERJAVEC, E.; LOVEC, M. Research of European Union's common agricultural policy: disciplinary boundaries and beyond. **European Review of Agricultural Economics**, v. 44, n. 4, p. 732-754, 2017. Disponível: <https://doi.org/10.1093/erae/jbx008>.

ESPOSTI, R. The empirics of decoupling: alternative estimation approaches of the farm-level production response. **European Review of Agricultural Economics**, v. 44, n. 3, p. 499-537, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/erae/jbw021>.

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P. **Manual de análise de dados**. Rio de Janeiro: LTC, 2020.

FERGUSON, S. M.; GARS, J. Measuring the impact of agricultural production shocks on international trade flows. **European Review of Agricultural Economics**, v. 47, n. 3, p. 1094-1132, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/erae/jbz013>.

FERTÖ, I. *et al*. The power ranking of the members of the Agricultural Committee of the European Parliament. **European Review of Agricultural Economics**, v. 47, n. 5, p. 1897-1919, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/erae/jbaa011>.

FIELDS, S. The fat of the land: do agricultural subsidies foster poor health? **Environmental Health Perspectives,** v. 112, n. 14, p. A821-A823, 2004. Disponível em: <https://doi.org/10.1289/ehp.112-a820>.

FUKASE, E.; MARTIN, W. Who will feed China in the 21st century? Income growth and food demand and supply in China. **Journal of Agricultural Economics**, v. 67, n. 1, p. 3-23, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12117>.

GARRONE, M. *et al*. Subsidies and agricultural productivity in the EU. **Agricultural Economics**, v. 50, n. 6, p. 803-817, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/agec.12526>.

GRAUBNER, M. Lost in space? The effect of direct payments on land rental prices. **European Review of Agricultural Economics**, v. 45, n. 2, p. 143-171, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/erae/jbx027>.

GREENE, W. G. **Econometric analysis**. Yorkshire: Pearson, 2017.

HAILU, G.; POON, K. Do farm support programs reward production inefficiency? **Canadian Journal of Agricultural Economics**, v. 65, n. 4, p. 567-589, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/cjag.12150>.

HIRSCH, C.; OBERHOFER, H. Bilateral trade agreements and price distortions in agricultural markets. **European Review of Agricultural Economics**, v. 47, n. 3, p. 1009-1044, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/erae/jbz004>.

HOEKMAN, B.; NG, F.; OLARREAGA, M. Agricultural tariffs or subsidies: WHICH are more important for developing economies? **The World Bank Economic Review**, v. 18, n. 2, p. 175-204, 2004. Disponível em: <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/17158/774680JRN020040Tariffs0or0Subsidies.pdf?sequence=1>. Acesso em: 28 out. 2020.

HOPEWELL, K. US-China conflict in global trade governance: the new politics of agricultural subsidies at the WTO. **Review of International Political Economy**, v. 26, n. 2, p. 207-231, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/09692290.2018.1560352>.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. New Jersey: Pearson Education, 2007.

KERR, W. A. The covid-19 pandemic and agriculture: short and long run implications for international trade relations. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, n. 68, p. 225-229, 2020. Disponível: <https://doi.org/10.1111/cjag.12230>.

KIRWAN, B. E. The incidence of U.S. agricultural subsidies on farmland rental rates. **Journal of Political Economy**, v. 117, n. 1, p. 138-164, 2009. Disponível em: <https://doi.org/10.1086/598688>.

LOUHICHI, K. *et al*. Economic impacts of CAP greening: application of an EU-wide individual farm model for CAP analysis (IFM-CAP). **European Review of Agricultural Economics**, v. 45, n. 2, p. 205-238, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/erae/jbx029>.

MORETTI, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Blücher, 2006.

NEUENFELDT, S. *et al*. Explaining farm structural change in the European agriculture: a novel analytical framework. **European Review of Agricultural Economics**, v. 46, n. 5, p. 713-768, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/erae/jby037>.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **OECD'S producer support estimate and related indicators of agricultural support**: concepts, calculations, interpretation and use (The PSE Manual). Paris: OECD, 2016.

_____. **Agricultural policy monitoring and evaluation**. Paris: OECD, 2020. Disponível em: <http://www.oecd.org/agriculture/topics/agricultural-policy-monitoring-and-evaluation/>. Acesso em: 20 set. 2020.

_____. **Tax policy and climate change**: IMF/OECD Report for the G20 Finance Ministers and Central Bank Governors. Italy: OECD, 2021.

RIZOV, M.; DAVIDOVA, S.; BAILEY, A. Employment effects of CAP payments in the UK non-farm economy. **European Review of Agricultural Economics**, v. 45, n. 5, p. 723-748, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/erae/jby008>.

SHI, J.; WU, J.; OLEN, B. Assessing effects of federal crop insurance supply on acreage and yield of specialty crops. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, v. 68, n. 1, p. 65-82, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/cjag.12211>.

SOKAL, R. R.; SNEATH, P. H. A. **Principles of numeric taxonomy**. San Francisco: W. H. Freeman and Company, 1963.

STATA – STATISTICS/DATA ANALYSIS. **Hierarchical cluster analysis and k-means and k-medians cluster analysis**. College Station, TX: Stata, 2015.

SURRY, Y.; RUDE, J. Agriculture trade restrictiveness in Canada: how important are the cross effects? **Canadian Journal of Agricultural Economics**, v. 67, n. 4, p. 433-448, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/cjag.12204>.

TAKAYAMA, T.; HASHIZUME, N.; NAKATANI, T. Impact of direct payments on agricultural land use in less-favored areas: evidence from Japan. **European Review of Agricultural Economics**, v. 47, n. 1, p. 157-177, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/erae/jbz008>.

WISE, T. A. **The paradox of agricultural subsidies**: measurement issues, agricultural dumping, and policy reform. Medford: Global Development and Environment Institute, 2004. (Working Paper 04-02). Disponível em: <https://sites.tufts.edu/gdae/files/2020/03/04-02AgSubsidies.pdf>.

WTO – WORLD TRADE ORGANIZATION. **World Trade Statistical Review 2020.** Genebra: WTO, 2021. Disponível em: <https://www.wto.org/english/res_e/statis_e/wts2020_e/wts20_toc_e.htm>. Acesso em: 28 out. 2020.

WU, S.; GOODWIN, B. K.; COBLE, K. Moral hazard and subsidized crop insurance. **Agricultural Economics**, v. 51, n. 1, p. 132-142, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/agec.12545>.

YU, J.; SUMNER, D. A. Effects of subsidized crop insurance on crop choices. **Agricultural Economics**, v. 49, n. 4, p. 533-545, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/agec.12434>.

ZUBIN, J. A. Socio-biological types and methods for their isolation. **Psychiatry**: Journal for the Study of Interpersonal Processes, n. 2, p. 237-297, 1938a.

_____. Technique for measuring mindedness. **Journal of Abnormal and Social Psychology**, v. 33, n. 4, p. 508-516, 1938b.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Chefe do Editorial
Aeromilson Trajano de Mesquita

Assistentes da Chefia
Rafael Augusto Ferreira Cardoso
Samuel Elias de Souza

Revisão
Bruna Oliveira Ranquine da Rocha
Carlos Eduardo Gonçalves de Melo
Elaine Oliveira Couto
Lis Silva Hall
Mariana Silva de Lima
Marlon Magno Abreu de Carvalho
Vivian Barros Volotão Santos
Débora Mello Lopes (estagiária)
Rebeca Raimundo Cardoso dos Santos (estagiária)

Editoração
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Mayana Mendes de Mattos
Mayara Barros da Mota (estagiária)

Capa
Aline Cristine Torres da Silva Martins

Projeto Gráfico
Aline Cristine Torres da Silva Martins

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 1415-4765

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA ECONOMIA

PÁTRIA AMADA BRASIL GOVERNO FEDERAL