AVALIAÇÃO DOS ÍNDICES NACIONAIS E REGIONAIS DE PREÇOS RECEBIDOS PELOS PRODUTORES AGROPECUÁRIOS[1]

ASSESSMENT OF NATIONAL AND REGIONAL PRICE INDEXES RECEIVED BY AGRICULTURAL PRODUCERS

Leandra Aparecida Perego Ostapechen
Universidade Estadual do Oeste do Paraná - Unioeste
leandraperego@hotmail.com
Jefferson Andronio Ramundo Staduto
Universidade Estadual do Oeste do Paraná – Unioeste
Bolsista produtividade do CNPq
jefferson.staduto@unioeste.br
Ana Cecília Kreter
Instituto de Pesquisa Aplicada - IPEA
ana.kreter@ipea.gov.br

Grupo de Trabalho (GT): 1. Mercados agrícolas e comércio exterior

Resumo
O objetivo deste trabalho foi analisar se o Índice de Preços Recebidos pelos Produtores Rurais (IPR) nacional é representativo das diferentes cestas de produtos e agregações regionais, com maior e menor representatividade no Valor Produto da Produção (VBP) no Brasil. Os dados de preços recebidos pelos produtores rurais do período de janeiro de 2009 a maio de 2019 foram cedidos pela Companhia Nacional de Abastecimento. Foi analisada a relação de longo prazo entre as séries do Brasil e das cinco macrorregiões brasileiras por meio dos testes de cointegração. Os principais resultados mostram que os índices regionais com os principais produtos são refletidos nos índices nacionais, principalmente em razão de as *commodities* agrícolas, como a soja, estarem difundidas em todo o território nacional. Por outro lado, cestas de produtos de menor participação no VBP do Brasil e para as macrorregiões foram rejeitados o teste cointegração das regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste e Norte com IPR do Brasil. Foi concluído que produtos locais que têm a produção extremamente pulverizada em muitos produtores e tem impacto social muito grande, porém não são representados por IPR nacionais ou regionais, portanto, não são adequados para serem utilizados para políticas agrícolas o de desenvolvimento rural para estes produtores rurais.

Palavras-chave: IPR; índice de preços; agropecuária; Brasil; regiões.

Abstract
Price indices measure the price fluctuation of different baskets of goods or services, and may be to the consumer or producer. The objective of this work was to calculate and analyze the Price Index Farmers (PIF), with different baskets of products and regional aggregation. The construction of these indices was preceded by the investigation of the representativeness of the RIS of Brazil to the prices received by the producers of the Brazilian macro-regions, a central question of this work. Thus, national indices reflect the economic dimension of few products, usually export products such as soybeans, which are produced in virtually all national territory and regional products, produced by an immense portion of producers, are practically not reflected in the national indices. Price data received by rural producers from January 2009 to May 2019 were used, assigned by CONAB (National Supply Company) and cointegration statistics to test the long-term relationship between the Brazilian and five Brazilian macro-regions for each of the six calculated indices. The result of one of the calculated indexes, the Local Regionalized Agricultural IPR, which includes products with lower economic participation in the production value of Brazil, was non-cointegration of the series of the South, Southeast, Midwest and North regions with the Brazil index series, and suggests that prices in these regions are different from national prices according to the basket of products and that regional indices are important when showing

[1] Agradecemos a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) pela disponibilidade do banco de dados para realizar essa pesquisa.
Agradecemos ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo financiamento da pesquisa.

products offered regionally. It was concluded that products that are produced in only a few locations can have their prices tracked in regional indexes, while the National index is ideal for a view of the products with greater participation in the value of production as commodities.
***Key words**: IPR; price index; agriculture; Brazil; Regions.*

1. Introdução

Políticas agrícolas foram fundamentais para as inúmeras transformações do agronegócio nacional e contribuíram para o desenvolvimento econômico do país (CONTINI et al., 2010; DUARTE, 2015). Para mudança da base tecnológica da produção nacional, além das políticas agrícolas, na década de 70 foi criada a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) e os órgãos oficiais de extensão rural, a Empresa Brasileira de Extensão Rural (EMBRATER) e executada pelas empresas estaduais - Ematers (EMATER, 2020; EMBRAPA, 2020). Nas décadas seguintes a despeito da longa crise econômica brasileira das décadas 80 e 90, o setor agropecuário teve desenvolvimento vigoroso das bases produtivas (FREITAS, BACHA e FOSSATTI, 2007).

As várias transformações em termos tecnológicos e a incorporação de novas áreas de cultivos, bem como impulsionado pela forte demanda por *commodities* agropecuárias (WORLD BANK, 2009), contribuíram para o país se tornar competitivo em várias cadeias produtivas. O Brasil iniciou o século XXI como um grande *player* na produção agropecuária no cenário mundial, principalmente como exportador de produtos agropecuários e agroindustriais. Assim o Brasil reúne condições para gerar ampla produção, que garante o abastecimento do país e o equilíbrio na balança comercial (EMBRAPA, 2018).

As principais culturas agrícolas de exportação do Brasil são a soja e o milho, e na pecuária são a carne bovina, suína e frango (MUELLER, 2010; GALVÃO et al., 2014; MAGRO; OLIVEIRA; SOUZA, 2019; ATLAS, 2021). A promoção do crescimento dessas culturas adveio da demanda externa e, também, da demanda interna por derivados de soja e milho para a alimentação dos animais na produção de carne e de biocombustível doméstico advindo do milho e da cana-de-açúcar. A dispersão produtiva principalmente das culturas da soja e, também, da cana-de-açúcar para todas as regiões brasileiras contribui para o crescimento da produção nacional (MINGOTI et al., 2014). A pecuária de carne de frango também passou por esse fenômeno de dispersão no território nacional além da região Sul, com a instalação de plantas industriais de processamento de carne branca nas regiões Centro-Oeste e Nordeste. A mudança da configuração espacial da produção nacional tem impactos de diversas naturezas para o setor agropecuário assim como para o desenvolvimento local (EMBRAPA, 2018).

O Brasil é um grande produtor mundial no sistema agropecuário, mas na produção existe heterogeneidade de produtos e produtividade regional pela disposição natural da geografia e clima, bem como vários níveis tecnológicos. Algumas regiões brasileiras apresentam dinâmicas de produção de alta e, também, de baixa rentabilidade por área, e ainda prevalece a agropecuária de subsistência (GONÇALVES; SOUZA, 2000; SOUZA et al., 2019).

A produção de informações para acompanhar os mercados agropecuários contribui para o planejamento dos agentes privados e do setor públicos. Particularmente, mensurar a evolução dos preços recebidos pelos produtores por meio de índices de preço cumpre o papel importante de contribuir na organização das cadeias uma vez que permite o desenvolvimento de estimativas de antecipação de tendências de inflação e deflação, bem como na condução de políticas de estabilização de renda dos produtores rurais (MARGARIDO, 2000; PINATTI et al., 2008). O Índice de Preços Recebidos (IPR) tem o potencial de mostrar a evolução dos preços dos produtos vendidos pelo produtor rural. Este índice abrange os produtos agrícolas e

pecuários, e, também, a importância econômica de cada produto em relação ao total de produção do país (OLETO, 1992; MONTEIRO; GRAMACHO; CUNHA, 1994; VARASCHIN; SOUZA FILHO; ZOLDAN, 2004).

De um lado, os índices são construídos para refletir a variação de preços dos produtos com maior participação no volume financeiro de produção, por outro lado, os produtos de menor participação em termos de volume financeiro tendem a não ser refletidos no comportamento de preço da produção nacional. Este cenário no Brasil tem maiores magnitudes em razão do vasto território nacional, onde existem milhares de pequenos estabelecimentos agropecuários que não produzem as *commodities* mais representativas do Valor Bruto da Produção (VBP) nacional.

O objetivo deste trabalho foi calcular e analisar o Índice de Preços Recebidos pelos Produtores Rurais (IPR), com diferentes cestas de produtos e agregação regional, para ser possível captar as variações de preços de produtos menos expressivos em VBP. Este trabalho preenche uma lacuna na literatura sobre a relação entre os índices nacionais formados por produtos com maior e menor participação no VBP. A despeito do espraiamento das principais *commodities* agrícolas no território nacional, existem muitos produtores rurais que produzem produtos com importância local que podem ter formulação de políticas públicas mais assertivas a partir do maior volume de informações.

2. Metodologia

Os preços recebidos pelos produtos agropecuários foram disponibilizados pela Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) e também coletados da Empresa de Assistência Técnica de Extensão Rural do Rio Grande do Sul (EMATER), Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina (EPAGRI) e Departamento de Economia Rural do Paraná (DERAL); ponderado pelo valor de produção agrícola da Produção Agrícola Municipal (PAM); e ponderado pelo valor de venda dos produtos pecuários do Censo Agropecuário 2017 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados têm abrangência de todo o território nacional, e são coletados nos municípios brasileiros. O período da série de dados utilizado compreende os meses de janeiro de 2009 a maio de 2019.

A equação 1 expressa a fórmula de cálculo do IPR.

$$\text{IPR} = \frac{\sum_i \sum_j w^{ij} \left(\frac{P_t^{ij}}{P_{t-1}^{ij}} \right)}{\sum_i \sum_j w^{ij}} * 100 \qquad (1)$$

Onde w_{ij} é a matriz de pesos que representa a participação do produto i no estado j, em termos do valor total da produção agrícola/pecuária com base na PAM para os produtos agrícolas e com base no Censo Agropecuário para os produtos da pecuária e; P_t^{ij} e P_{t-1}^{ij} são as médias de preços recebidos pelos produtores de cada um dos produtos i, nos estados j para os períodos t e $t-1$, respectivamente.

Calculamos Índice Preços Recebidos pelos Produtores Rurais - Nacional (IPR-Nacional), IPR-Regional e IPR-Regionalizado Local. O IPR-Nacional e o IPR-Regional são compostos pela mesma cesta de produtos: 25 produtos agrícolas e 6 produtos da pecuária de maior participação no VBP do Brasil (Tabela 1). O índice IPR-Regionalizado Local é composto por um cesta de 26 produtos agrícolas com menos de 1% do VBP, sendo que a mesma cesta foram calculadas para o Brasil e as Macrorregiões (Tabela 1). Os produtos desta cesta têm baixa relação com os produtos com VBP alto, por exemplo, a soja com 29% e a

cana-de-açúcar com 12% de VBP em relação a todos os produtos de lavoura permanente e temporária.

Tabela 1 – Resumo dos índices calculados

Nome do índice	Número de produtos	Produtos
IPR Agropecuário Nacional	31	Pecuária: leite, boi, vaca, suíno, frango, ovos. Agrícola: soja, cana-de-açúcar, milho, café, algodão, mandioca, laranja, arroz, banana, feijão, tomate, trigo, batata, açaí, uva, cacau, abacaxi, cebola, maçã, manga, maracujá, alho, amendoim, tangerina e batata-doce.
IPR Agropecuário Regional		
IPR Regionalizado Local	26	trigo, batata, açaí, uva, cacau, abacaxi, cebola, maçã, manga, maracujá, alho, amendoim, tangerina, batata-doce, sorgo, borracha, pimenta, erva-mate, caju, aveia, cevada, girassol, mamona, guaraná, centeio e juta.

Fonte: Elaborado pela autora.
Obs.: *Percentual em relação ao valor total de produção da lavoura permanente e temporária foram extraídos da PAM (IBGE, 2019).

Foram utilizados testes de cointegração a fim de verificar a relação de longo prazo entre as séries do Brasil (IPR-Nacional) com o IPR-Regional das cinco macrorregiões; e IPR-Regionalizado Local para o Brasil com as cinco macrorregiões. Duas variáveis econômicas serão cointegradas se tiverem uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio, entre elas e, devem apresentar raiz unitária, que é uma condição necessária (GUJARATI; PORTER, 2011; BUENO, 2018). Para tanto são feitos os testes de raiz unitária e é dita estacionária uma série cuja média e variância são constantes ao longo do tempo (ANDRADE, 2004; GUJARATI; PORTER, 2011). Se uma série temporal possuir raiz unitária, ou seja, for não estacionária em nível, ela pode se tornar estacionária em diferença. O número de vezes que a série for diferenciada indica a ordem de integração da série que será chamada Integrada de ordem "d", denotada I(d) (GUJARATI; PORTER, 2011; BUENO, 2018; MATTOS, 2018). Para verificar a estacionariedade das séries foram aplicados os seguintes testes de raiz unitária: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), DF-GLS e Teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS). O teste DF admite que o termo erro é não correlacionado, então foi desenvolvido o teste Dickey Fuller Aumentado (ADF) que considera que o termo erro é correlacionado e adiciona valores defasados da variável dependente ΔYt nas equações de testes de raiz unitária. As defasagens são incluídas para que os resíduos deixam de apresentar autocorrelação e seja obtida uma estimativa não viesada do coeficiente δ (GUJARATI; PORTER, 2011; BUENO, 2018). Foi utilizado o critério de informação Schwarz de defasagens.

Para realizar o teste ADF é necessário estimar a seguinte regressão exposta na equação 5.

$$\Delta Yt = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \Delta Y_{t-\mathrm{i}} + \varepsilon_t \qquad (5)$$

Em que:
m = número de defasagens tomadas na série;
i = número de observações;
α_i = coeficiente da variável defasada.

O teste DF-GLS (também conhecido como teste ERS por ter sido proposto por Elliot, Rothemberg e Stock), é uma modificação do teste ADF para que o poder do teste seja aumentado ao expurgar os termos determinísticos da regressão de teste. O teste DF-GLS difere do teste ADF ao considerar no lugar da variável testada Y_t uma transformação tornando-a Y_t^d que é livre da influência de termos determinísticos, ou seja, é desnecessário incluir os termos constante e tendência. (BORTOLETTO, 2017; BUENO, 2018; MATTOS, 2018).

A construção da variável Y_t transformada, para obter a estatística de teste para essas duas formas de teste, consiste em estimar a regressão exposta na equação (6).

$$\Delta Y_t^d = \delta Y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \Delta Y_{t-i}^d + \varepsilon_t \quad (6)$$

Em que:
d = *detrend* – sem tendência

O teste KPSS é um complemento para os demais testes de raiz unitária à medida que aumenta a eficiência da análise e possibilitam resultados mais robustos na identificação da ordem de integração das séries (KWIATKOWSKI, 1992; BORTOLETTO, 2017; BUENO, 2018).

A hipótese nula do teste difere dos testes ADF e DF-GLS.

Hipótese nula: $H_0 : \delta < 0$ implica em ausência de raiz unitária, ou seja, a série temporal é estacionária.

Hipótese alternativa: $H_1 : \delta = 0$ implica em presença de raiz unitária, ou seja, a série temporal é não estacionária;

Para realizar o teste KPSS é necessário seguir os passos: estimar a série contra as variáveis determinísticas (equação 7); calcular os resíduos da regressão (equação 8); definir a soma parcial dos resíduos (equação 9) e; usar o teste de multiplicador de Lagrange para encontrar o valor da estatística KPSS (equação 10) (KWIATKOWSKI, 1992; BUENO, 2018).

$$y_t = \mu + \beta_2 t + e_t \quad (7)$$
$$\hat{e}_t = Yt - \hat{\mu} - \hat{\beta}_2 t \quad (8)$$
$$S_t = \sum_{j=1}^{t} \hat{e}_t \quad (9)$$
$$KPSS = \sum_{t=1}^{T} \frac{S_t^2}{T^2 \hat{\vartheta}^2} \quad (10)$$

Em que:
μ = média populacional;
e_t= erro aleatório;
S_t= soma parcial dos resíduos;
T = número de observações da série;
$\hat{\vartheta}^2$ = variância de longo prazo.

A regressão de duas séries temporais não estacionárias pode produzir regressão espúria, entretanto, uma combinação linear entre duas séries não estacionárias poderá se tornar estacionária em primeira diferença, se o resíduo dessa regressão for estacionário em nível. Assim, é dito que essa regressão é cointegrada (GUJARATI; PORTER, 2011).

Após a verificação da ordem de integração das séries, é aplicado o teste de cointegração de Engle-Granger, que consiste em regredir as séries em análise (Equação 11) e aplicar o teste de raiz unitária no resíduo dessa regressão (Equação 12). O resíduo dessa

regressão deve ser estacionário em nível para que as variáveis sejam ditas cointegradas (ANDRADE, 2004; GUJARATI; PORTER, 2011; BUENO, 2018).

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + e_t \quad (11)$$
$$e_t = Y_t - \beta_1 + \beta_2 X_t \quad (12)$$

Em que:
Y_t = variável dependente;
β_1 e β_2 = parâmetros;
X_t = variável independente;
e_t = erro estocástico;

Na existência de cointegração, o resultado da regressão em nível (Equação 11), apresenta a relação de longo prazo entre as variáveis pelo coeficiente da variável independente que representa o vetor de cointegração. O termo utilizado é longo prazo, pois as variáveis não são estacionárias e, portanto, apresentam uma tendência estocástica e, sendo comum a todas as variáveis, a tendência estocástica indica que existe um equilíbrio de longo prazo. Entretanto, no curto prazo poderão ocorrer desequilíbrios estruturais. Para correção desses desequilíbrios é feita a regressão em primeira diferença incluindo um termo "erro de equilíbrio" que é simplesmente o erro com uma defasagem e que caracteriza o Modelo de Correção de Erro (MCE), proposto por Engle e Granger usando o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Nesse sentido o desequilíbrio de um período pode ser corrigido no período seguinte, conforme expressa a equação 13 (ANDRADE, 2004; GUJARATI; PORTER, 2011; BUENO, 2018).

$$\Delta Yt = \beta_1 + \beta_2 \Delta X_t + \beta_3 e_{t-1} + E_t \quad (13)$$

Em que:
β_3 = velocidade do ajustamento ao equilíbrio;
e_{t-1}= valor defasado do termo de erro da regressão (11);
E_t = erro aleatório da regressão de correção de erro.

A regressão em primeira diferença mostra a relação de curto prazo entre as variáveis pelo coeficiente β_2. O resultado do parâmetro $\beta_3 < 0$ representa o MCE e mostra o tempo necessário para que a variável retorne ao equilíbrio, ou seja, a velocidade do ajustamento quando o modelo sai de sua trajetória de longo prazo. Quanto maior β_3 mais efeito terá sobre Yt no sentido de reajustar o modelo em direção a seu equilíbrio de longo prazo. O MCE é o caminho de harmonizar o comportamento de curto prazo de uma variável econômica com o seu comportamento de longo prazo (GUJARATI; PORTER, 2011; BUENO, 2018). Todos os testes foram feitos pelo *software* Eviews 7.

3. Resultados

Primeiramente é apresentado uma análise da cesta de produtos e sua produção nas regiões brasileiras, depois é exposto o resultado dos índices e por último a análise de cointegração para cada índice e análise do resultado.

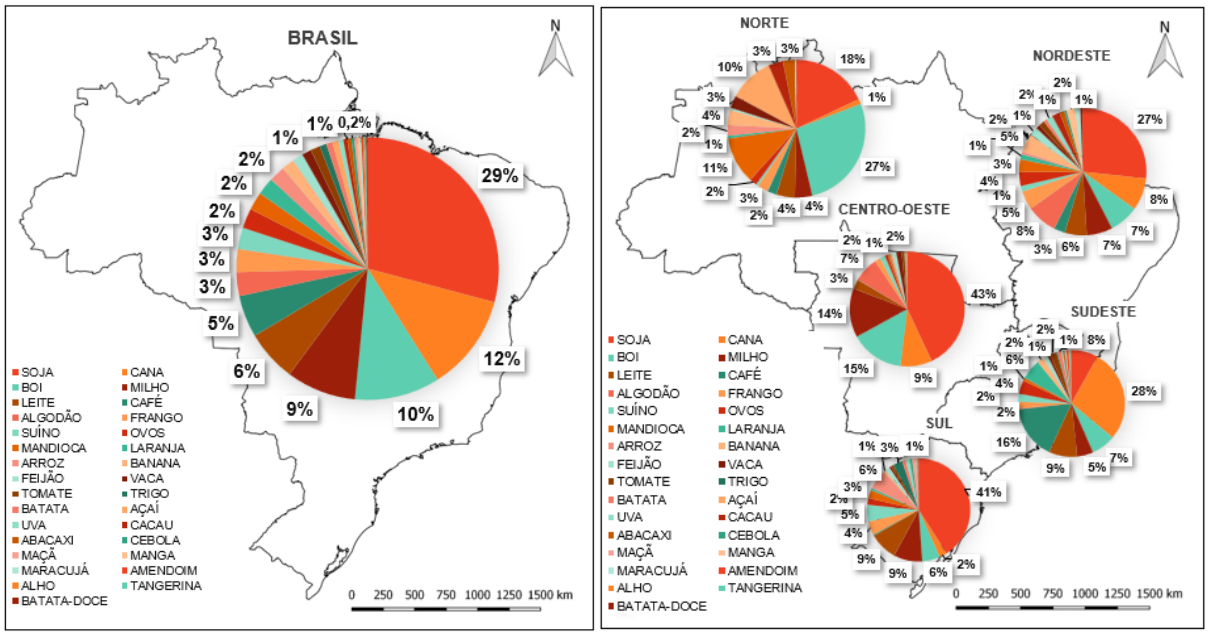
3.1 Índice de Preços Recebidos Agropecuário Regional

Os produtos da pecuária que compõem o IPR Nacional e Regional somaram 113 bilhões de reais no valor de venda (preço que o produto foi vendido pelo produtor rural) conforme o Censo Agropecuário 2017 (IBGE, 2018). Os produtos agrícolas somaram 324 bilhões de reais em valor de produção em 2018, o que representou 94,47% do valor de produção das lavouras temporárias e permanentes conforme a pesquisa Produção Agrícola Municipal (IBGE, 2019). A importância relativa desses produtos para o Brasil e para as macrorregiões é mostrada na Figura 1.

Os principais produtos do Brasil em relação ao VBP são a base da economia agroexportadora do país. A soja, milho, carne bovina e aves são o resultado das inovações tecnológicas aplicadas ao longo prazo das décadas passadas. A cana-de-açúcar e o café há muito já fazem história no Brasil colônia (FURTADO, 2005). O leite é o produto característico de pequenas propriedades, produzido por inúmeros produtores, vivencia nos últimos anos uma seletividade de produtores induzidos pela modernização e escalabilidade da produção, carece de maiores incentivos à exportação (IBGE, 2018).

Além dos produtos citados com destaque de produção nacional, regionalmente outros produtos são acrescidos: no Norte a mandioca e o açaí, no Nordeste o algodão e a banana, no Centro-Oeste o algodão, no Sudeste a laranja, no Sul o suíno e o arroz.

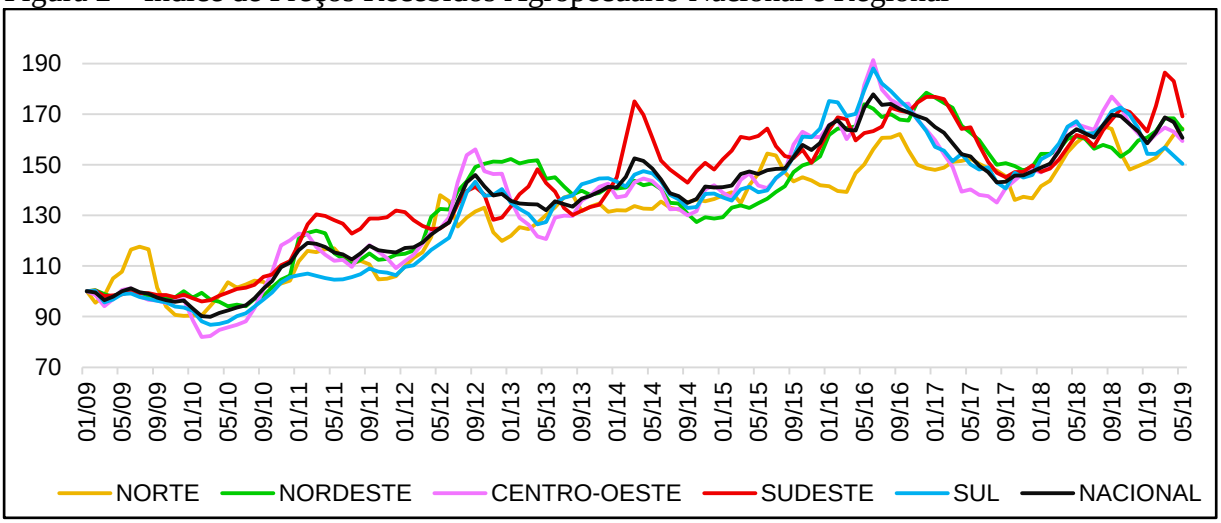
Figura 1 – Participação percentual dos 31 produtos agropecuários em valor de produção agropecuário (2017 e 2018) no Brasil e nas macrorregiões



Fonte: Elaborado pela autora. Dados do IBGE (2018; 2019).

A partir da cesta de produtos e VBP foi calculada a matriz de ponderações dos produtos. Foi calculada a variação do preço recebido pelo produtor rural por produto de um mês para outro multiplicado pela ponderação. O resultado do IPR Agropecuário Nacional e do IPR Agropecuário Regional é exposto na Figura 2.

Figura 2 – Índice de Preços Recebidos Agropecuário Nacional e Regional



Fonte: Elaborado pelos autores.

As oscilações apresentadas pelo IPR seguem tendência dos preços pagos aos produtores pela soja e pela carne bovina em função da grande participação desses produtos no valor total de produção. Por exemplo, a alta apresentada no índice em 2012 foi puxada pelos preços da soja e entre julho de 2015 e julho de 2016 as principais altas nos preços foram da soja e carne bovina.

Mais especificamente nos índices das macrorregiões alguns produtos regionais podem afetar as suas variações, sobrepondo as variações das *commodities* de exportação como a soja. O pico do índice no IPR Norte, alcançado em agosto de 2009, ocorreu, fundamentalmente, devido à alta nos preços recebidos pelos produtores de açaí. Já no Sudeste ocorreu uma alta nos preços recebidos pelos produtores de café, laranja, banana, tomate e batata no início de 2014, ocasionando o pico do IPR mostrado no gráfico.

3.2 Análise de cointegração IPR Agropecuário Regional

Os resultados dos testes ADF, DF-GLS e KPSS indicaram que as séries de todas as macrorregiões são estacionárias em primeira diferença, ou seja, integradas de ordem 1, I (1).

Tabela 2 – Resultados do teste de raiz unitária em nível e em primeira diferença do IPR Agropecuário Regional

Série	Especificações	Defasagens	Durbin-Watson	ADF	DF-GLS	KPSS	Resultado
NACIONAL	Em nível	3	1,9976	-1,4761	-0,2823	1,2006*	Não estacionária
	1ª diferença	2	1,9928	-4,9175*	-4,4648*	0,0744	Estacionária
SUL	Em nível	3	1,9886	-1,601	-0,7171	1,1609*	Não estacionária
	1ª diferença	2	1,9836	-4,6022*	-4,5868*	0,0951	Estacionária
SUDESTE	Em nível	2	2,0187	-1,6801	-0,2798	1,2090*	Não estacionária
	1ª diferença	1	2,0198	-7,7206*	-7,5420*	0,0790	Estacionária
CENTRO-	Em nível	2	1,8890	-1,6449	-0,5391	1,1326*	Não estacionária

OESTE	1ª diferença	1	1,8865	-7,8986*	-4,8377*	0,0452	Estacionária
NORDESTE	Em nível	1	2,0301	-1,3425	-0,1342	1,1193*	Não estacionária
	1ª diferença	0	2,0316	-7,8196*	-7,9325*	0,0597	Estacionária
NORTE	Em nível	1	1,8864	-1,7872	-0,5116	1,2775*	Não estacionária
	1ª diferença	0	1,8730	-7,8152*	-5,5099*	0,0197	Estacionária

Fonte: Elaborado pela autora.
Nota: Rejeição da hipótese nula: *nível de significância de 1%. Para os testes ADF e DF-GLS a hipótese nula implica a presença de raiz unitária. Para o teste KPSS a hipótese nula implica a ausência de raiz unitária. Testes realizados considerando constante.

Para a verificação da cointegração, através do teste Engle-Granger foi feita a regressão das cinco combinações das variáveis e testado a raiz unitária do resíduo dessa regressão em nível. O resultado dos testes ADF e DF-GLS rejeitou a hipótese nula de raiz unitária indicando a estacionariedade do resíduo das regressões I (0), confirmando a cointegração das séries.

Tabela 3 – Resultados do teste de raiz unitária para o erro da regressão – Teste Engle-Granger do IPR Agropecuário Regional

Erro da regressão	Defasagens	Durbin-Watson	ADF	DF-GLS	KPSS	Resultado
NACIONAL e SUL	1	2,0544	-3,4299**	-2,2589**	0,1374	Estacionária
NACIONAL e SUDESTE	1	1,8422	-4,8051*	-4,6970*	0,1519	Estacionária
NACIONAL e CENTRO-OESTE	1	1,8644	-4,9047*	-4,2028*	0,3775	Estacionária
NACIONAL e NORDESTE	1	1,9672	-3,1000**	-3,0909*	0,1927	Estacionária
NACIONAL e NORTE	1	1,8890	-5,2347*	-5,2163*	0,1854	Estacionária

Fonte: Elaborado pela autora.
Rejeição da hipótese nula: *nível de significância de 1%; **nível de significância de 5%. Para os testes ADF e DF-GLS a hipótese nula implica a presença de raiz unitária. Para o teste KPSS a hipótese nula implica a ausência de raiz unitária.

A existência da coitegração das séries significa que existe relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries, expressa pelos coeficientes da regressão dessas variáveis em nível. Além da verificação da cointegração na regressão em nível, é feita a primeira diferença e a inclusão do mecanismo de correção erro (erro de equilíbrio). Os resultados dessa regressão em primeira diferença mostram a relação de curto prazo entre as séries e a velocidade de ajuste aos desequilíbrios. O resultado dos coeficientes dessas regressões é mostrado na Tabela 4.

Tabela 4 – Regressão de curto e longo prazo

Regressão	Especificações	Variável	Coeficiente	Prob
Nacional e Sul	Em nível	Sul	0,9025	0,0000*
	1ª diferença	D(sul)	0,6952	0,0000*
		Erro	0,0897	0,0207**
Nacional e Sudeste	Em nível	Sudeste	0,9528	0,0000*
	1ª diferença	D(sudeste)	0,4577	0,0000*

		Erro	0,0958	0,0013*
Nacional e Centro-Oeste	Em nível	Centro-oeste	0,9277	0,0000*
	1ª diferença	D(centro-oeste)	0,5089	0,0000*
		Erro	-0,0388	0,2569
Nacional e Nordeste	Em nível	Nordeste	0,9631	0,0000*
	1ª diferença	D(nordeste)	0,5531	0,0000*
		Erro	0,0952	0,0025*
Nacional e Norte	Em nível	Norte	1,1376	0,0000*
	1ª diferença	D(norte)	0,1501	0,0277**
		Erro	0,0732	0,0345**

Fonte: Elaborado pela autora.
Rejeição da hipótese nula: *nível de significância de 1%; **nível de significância de 5%.
Nota: "D" indica a primeira diferença da variável.

O resultado dos coeficientes das regressões apresenta a relação de curto e longo prazo entre as variáveis. No longo prazo, o coeficiente da regressão em nível foi significativo para todas combinações das séries (Brasil x macrorregião). De modo geral, o coeficiente das variáveis da macrorregião mostrou relação de longo prazo com o índice nacional em 0,9025 para IPR Sul e Nacional, 0,9528 para IPR Sudeste e Nacional, 0,9277 para Centro-Oeste e Nacional, 0,9631 para Nordeste e Nacional e, 1,1376 para Norte e Nacional. Os resultados afirmam a similaridade do comportamento de longo prazo entre as séries de índices das macrorregiões com o índice para o Brasil.

No curto prazo os coeficientes da variável defasada de cada série de macrorregião também foram significativos, a 5% para a regressão da macrorregião norte e nacional e a 1% para as demais regressões. A relação de curto prazo entre os índices foi de 0,6952 para IPR Sul e Nacional, 0,4577 para IPR Sudeste e Nacional, 0,5089 para Centro-Oeste e Nacional, 0,5531 para Nordeste e Nacional e, 0,1501 para Norte e Nacional. O comportamento de curto prazo do índice de preços recebidos das macrorregiões tem menor relação com o comportamento de curto prazo do índice Nacional, em comparação ao longo prazo. Esse resultado é natural que ocorra dada as diferenças produtivas e climáticas das regiões. Ressalta-se que para a macrorregião Norte essas diferenças de produção em relação ao Brasil se mostraram mais evidentes, com o menor coeficiente de relação de curto prazo em comparação ao coeficiente das demais regressões.

O coeficiente do termo de correção de erro foi estatisticamente significativo a 5% para as regressões Sul e Norte, a 1% para regressões Sudeste e Nordeste, e não foi significativo para a regressão Centro-Oeste. Nas regressões em que o erro de equilíbrio foi significativo, o valor do coeficiente indicou a velocidade do ajuste mensal dos desequilíbrios. O ajuste aos desequilíbrios nas séries dos índices ocorre em 0,0897 para IPR Sul e Nacional, 0,0958 para IPR Sudeste e Nacional, 0,0952 para Nordeste e Nacional e, 0,0732 para Norte e Nacional. Já para a regressão Centro-Oeste e Nacional que apresentou coeficiente do erro de equilíbrio não significativo, implica que o equilíbrio é retomado imediatamente pelas forças do mercado.

Diante dos resultados da cointegração apresentados e confirmada a cointegração das séries temporais temos que as séries dos IPRs Regionais apresentam relação de longo prazo com o IPR Nacional. Isso implica que a hipótese do presente trabalho, de que o índice nacional não bem representa as oscilações de preços recebidos pelos produtores nas macrorregiões, não foi confirmada. Esse resultado mostra a boa abrangência do índice Nacional em relação às macrorregiões com esta cesta de produtos agropecuários. Mesmo assim, no curto prazo os resultados mostraram que ocorrem oscilações mais e menos intensas

nos preços recebidos nas cinco macrorregiões, ajustando-se a mesma tendência no longo prazo.

O acompanhamento dos índices de preços comumente é utilizado na avaliação de sua variação no curto espaço de tempo, e até por isso que o índice é calculado mês a mês. Nesse sentido, mesmo as séries tenham se apresentado cointegradas no longo prazo, a regionalização dos índices pode ser investigada, procedendo com a metodologia inicialmente exposta.

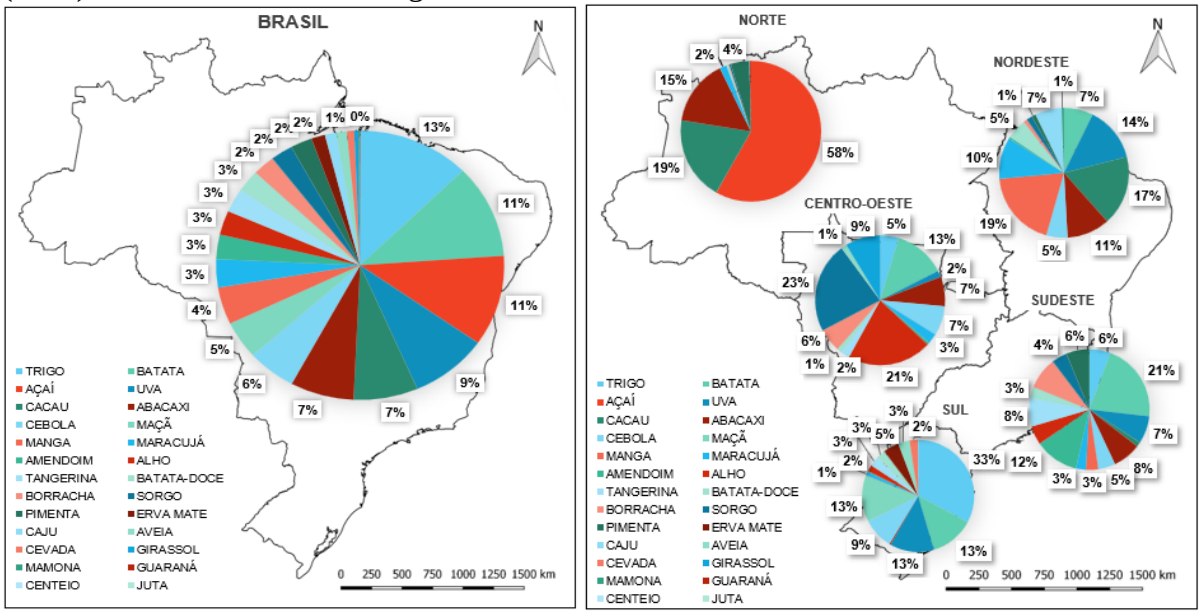
O resultado da estatística confirmou a relação de longo prazo entre os índices nacionais e regionais, não confirmando a hipótese do trabalho. Acredita-se que esse resultado ocorreu devido à combinação da cesta de produtos, que inclui produtos de grande expressão econômica e que estão presente em todo território nacional resultado da expansão das *commodities* nas últimas duas décadas ao longo do território nacional.

3.3 Índice de Preços Recebidos Regionalizado Local

O intuito do índice local foi evidenciar a importância produtiva regional com um número maior de produtos, porém, neste índice foi considerado apenas produtos de menor percentual no valor de produção brasileiro, esperando refletir com mais acuidade as particularidades regionais e o imenso universo de produtores rurais. Os produtos agrícolas do índice local somaram 29,9 bilhões de reais em valor de produção em 2018, o que representou 8,71% do valor de produção das lavouras temporárias e permanentes conforme a pesquisa Produção Agrícola Municipal (IBGE, 2019). A importância relativa desses produtos para o Brasil e para as macrorregiões é mostrada na Figura 3.

Regionalmente os principais produtos em valor de produção são: açaí, cacau e abacaxi no Norte; manga, cacau e uva no Nordeste; sorgo, alho e batata no Centro-oeste; batata, amendoim e uva no Sudeste e; trigo, maçã, uva e batata no Sul.

Figura 3 – Participação percentual dos 26 produtos agrícolas em valor de produção agrícola (2018) no Brasil e nas macrorregiões



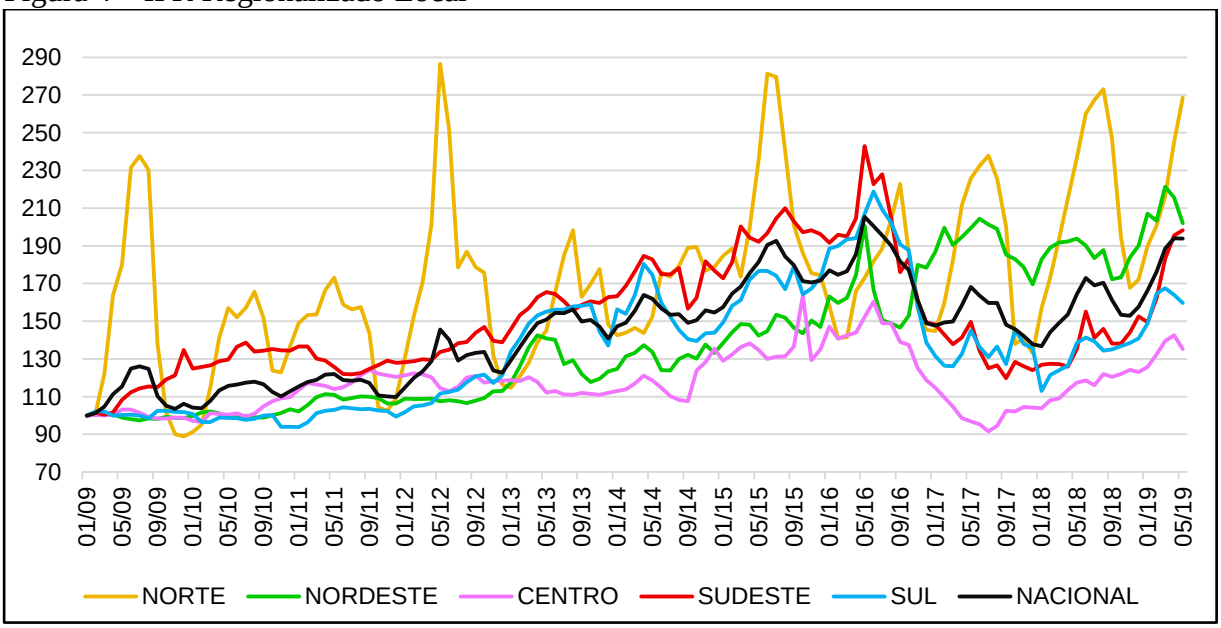
Fonte: Elaborado pela autora. Dados do IBGE (2019).

O IPR-Regionalizado local reflete com maior clareza os preços recebidos pelos produtores desses produtos. O resultado do índice com produtos locais mostrou grande oscilação nos preços, conforme exposto na Figura 4. Ao reduzir o número de produtos na

cesta, o índice passou a refletir mais a volatilidade dos preços recebidos pelos produtores, ou seja, a média de preços que o índice resulta passou a tender mais para os extremos ficando mais aparente o ciclo de oferta e demanda de alguns produtos.

A série da região Norte apresentou diversos picos de alta nos preços do açaí, alta nos preços da pimenta de 2014 até meados de 2015 e, tendência de alta nos preços do cacau a partir de 2014. No Centro-Oeste ao final de 2014 até meados de 2016 houve a alta do preço do alho, e no decorrer de 2016 alta no preço do sorgo que impulsionaram a elevação do índice, mas no primeiro semestre de 2017 o preço desses produtos e também da batata abaixaram, levando o índice a patamares abaixo do início da série de dados em 2009. A nítida tendência de alta ocorrida entre 2015 e meados de 2016 em todo Brasil, mas principalmente nas regiões Sudeste, Sul e Nordeste, foi puxada essencialmente pelo preço recebido pelos produtores de batata. Em 2017, ao contrário das demais regiões, o índice da região Nordeste continuou com tendência de alta nos preços recebidos pelos produtores de manga, batata-doce, cacau e caju. O resultado desses índices é exposto na Figura 4.

Figura 4 – IPR Regionalizado Local



Fonte: Elaborado pela autora.

O IPR-Regionalizado Local da região Norte mostrou uma oscilação cíclica visível no gráfico e essa oscilação se deve em grande parte pelos preços recebidos pelos produtores de açaí, atingindo alta nos meses de maio a agosto, que é o período de entressafra do açaí. No Pará, principal produtor de açaí o período de safra vai de agosto a novembro, e no Amazonas a safra ocorre nos meses de novembro a maio devido ao aumento da oferta de açaí no mercado nesse período os preços recebidos pelos produtores caem (CONAB, 2019). Além dessa oscilação no índice, as extremidades realçadas no índice local da região Norte foram evidenciadas em relação ao índice das demais regiões pelo fato de que o açaí representou 58% do valor de produção em relação aos demais produtos da cesta do índice local. No índice das demais regiões os produtos não apresentam tamanha soberania na cesta de produtos como ocorreu com o açaí (IBGE, 2019).

O índice do Sudeste mostrou queda nos preços no período de julho de 2016 abril de 2018. Os produtos com maiores quedas foram batata e cebola, e no índice da região Sul acrescenta-se a batata-doce. Na região Centro-oeste os preços caíram significativamente para

a batata, o alho e o sorgo. Na região Nordeste o índice mostrou alta no início de 2017 puxados pelo preço da batata-doce e do cacau.

3.4 Análise de cointegração IPR-Regionalizado Local

Os testes de raiz unitária confirmaram que todas as variáveis são estacionárias em primeira diferença, ou seja, integradas de ordem 1, I (1), com exceção da variável da região Norte, que foi estacionária em nível pelos testes ADF e DF-GLS, que é I (0). Para realizar a regressão Nacional e Norte foi considerada o resultado de integração de maior ordem, ou seja, I (1) (BUENO, 2018).

Tabela 5 – Resultados do teste de raiz unitária em nível e em primeira diferença do IPR Regionalizado Local

Série	Especificações	Defasagens	Durbin-Watson	ADF	DF-GLS	KPSS	Resultado
NACIONAL	Em nível	1	1,9459	-1,9745	-0,6791	1,0941*	Não estacionária
	1ª diferença	0	1,9211	-6,9570*	-6,9654*	0,0649	Estacionária
SUL	Em nível	1	2,0497	-1,7164	-1,0468	0,7849*	Não estacionária
	1ª diferença	0	2,0349	-8,9881*	-8,8928*	0,0626	Estacionária
SUDESTE	Em nível	0	1,898	-1,6715	-0,349	0,5338**	Não estacionária
	1ª diferença	0	1,9992	-10,6545*	-10,6647*	0,0970	Estacionária
CENTRO-OESTE	Em nível	0	2,1765	-2,1472	-1,3662	0,3896	Não estacionária
	1ª diferença	0	2,0005	-12,5346*	-12,5416*	0,0571	Estacionária
NORDESTE	Em nível	0	1,895	-0,7308	0,0896	1,3040*	Não estacionária
	1ª diferença	0	1,9659	-10,5135*	-10,4556*	0,1351	Estacionária
NORTE	Em nível	1	1,9896	-5,1701*	-2,9645*	0,9430*	Estacionária
	1ª diferença	6	1,9368	-7,9378*	-7,8089*	0,0214	Estacionária

Fonte: Elaborado pela autora.
Nota: Rejeição da hipótese nula: *nível de significância de 1%; **nível de significância de 5%. Para os testes ADF e DF-GLS a hipótese nula implica a presença de raiz unitária. Para o teste KPSS a hipótese nula implica a ausência de raiz unitária. Testes realizados considerando constante.

Foi verificada a cointegração, ou seja, a existência de relação ou equilíbrio no longo prazo entre as variáveis das macrorregiões e a variável nacional, através do teste Engle-Granger. O resultado dos testes de raiz unitária do resíduo das regressões confirmou a cointegração apenas entre as séries Nacional e Nordeste, ou seja, somente o erro dessa regressão foi estacionário em nível. A não estacionariedade do erro das demais regressões indicam a não cointegração das séries. Isso significa que entre o índice Nacional e o índice do Sul, Sudeste, Centro-Oeste e Norte não existe relação de equilíbrio de longo prazo. Esse resultado mostra que os índices para cada região em relação ao índice Nacional são diferentes, mostrando que o ideal para cada região acompanhar as oscilações de preços é ter seu índice próprio ressaltando a produção ofertada regionalmente.

Tabela 6 – Resultados do teste de raiz unitária para o erro da regressão – Teste Engle-Granger do IPR Regionalizado Local

Erro da regressão	Defasagens	Durbin-Watson	ADF	Prob do ADF	DF-GLS	KPSS	Resultado
NACIONAL e SUL	0	1,5813	-2,4364	0,1340	-1,0721	0,7545*	Não estacionária
NACIONAL e SUDESTE	0	1,7778	-2,1019	0,2444	-1,9197	0,9835*	Não estacionária
NACIONAL e CENTRO-OESTE	0	1,9238	-2,4588	0,1281	-1,5855	0,9869*	Não estacionária
NACIONAL e NORDESTE	1	2,0283	-3,0714**	0,0314	-1,9915**	0,2686	Estacionária
NACIONAL e NORTE	1	1,9679	-2,3395	0,1614	-1,8832	0,7808*	Não estacionária

Fonte: Elaborado pela autora.
Rejeição da hipótese nula: *nível de significância de 1%; **nível de significância de 5%. Para os testes ADF e DF-GLS a hipótese nula implica a presença de raiz unitária. Para o teste KPSS a hipótese nula implica a ausência de raiz unitária.

Para as séries dos índices Nacional e Nordeste, que foram verificados como cointegradas, foi feita a regressão em primeira diferença e a inclusão do mecanismo de correção erro (erro de equilíbrio). Os resultados dessa regressão em primeira diferença mostram a relação de curto prazo entre as variáveis e a velocidade de ajuste aos desequilíbrios, conforme mostra a Tabela 7. Este resultado provavelmente se deve que os produtos de menor participação esteja melhor representado na região Nordeste em relação as demais, tal como a produção de uva é produzida também no Sul do país e o Açaí que é produzida intensivamente na região Norte, mas também no Nordeste.

Tabela 7 – Regressão de curto e longo prazo

Regressão	Especificações	Variável	Coeficiente	Prob
Nacional e Nordeste	Em nível	Nordeste	0,5457	0,0000*
	1ª diferença	D(nordeste)	0,2782	0,0001*
		Erro	0,0354	0,2238

Fonte: Elaborado pela autora.
Rejeição da hipótese nula: *nível de significância de 1%.
Nota: "D" indica a primeira diferença da variável.

O resultado dos coeficientes das regressões apresenta a relação de curto e longo prazo entre as variáveis. No longo prazo, o coeficiente da regressão em nível foi significativo e seu resultado mostrou a relação de longo prazo com o índice Nacional em 0,5457 para o IPR Nordeste e Nacional. No curto prazo o coeficiente da variável defasada também foi significativo a 1%. A relação de curto prazo entre os índices foi de 0,2782 para o IPR Nordeste e Nacional. O comportamento de curto prazo da macrorregião tem menor relação com o comportamento de curto prazo do índice Nacional, em comparação ao longo prazo. Esse resultado é natural que ocorra dada as diferenças produtivas e climáticas das regiões,

principalmente da região Nordeste em contraste ao restante do Brasil. O coeficiente do termo de correção de erro não foi estatisticamente significativo, esse resultado implica que quando ocorre desequilíbrios na série do índice, o equilíbrio é retomado imediatamente pelas forças do mercado.

Os resultados de não cointegração dos índices das macrorregiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste e Norte com o índice Nacional implicam que o índice Nacional mostra pouco as oscilações de preços recebidos pelos produtores dessas macrorregiões. Assim, o índice local evidenciou a importância produtiva regional e refletir as particularidades regionais.

4. Conclusões

Os preços praticados no primeiro elo das cadeias produtivas do sistema agropecuário quantificam o pagamento ao produtor rural pela sua produção, suas oscilações refletem nos próximos elos da cadeia, passando pelas distribuidoras e processadoras, e chegando ao mercado consumidor. Ter a disposição dos produtores rurais e demais agentes privados, bem como dos planejadores de políticas públicas um índice de mensuração desses preços é fundamental para o bom acompanhamento das tendências do mercado e antecipação à inflação e planejamento de políticas.

O presente trabalho trouxe algumas contribuições metodológicas ao calcular, além do índice para o Brasil, índices para as cinco macrorregiões brasileiras e formular algumas variações na cesta de produtos. Buscando aperfeiçoar a composição do índice foi testado estatisticamente a relação de equilíbrio de longo prazo entre os índices nacionais e regionais de cada índice.

Os testes de cointegração mostraram que o IPR Agropecuário Nacional tem relação de longo prazo com os índices regionais, o que significa que o índice para abrangência de todo o país bem representa as variações de preços recebidos pelos produtores rurais das macrorregiões brasileiras. Entretanto cabe algumas considerações: por ter sido calculado um índice que considera o valor de produção de produtos produzidos em larga escala em todo o país, por exemplo, a soja, os produtos que têm produção em menor escala e que implicam nas diferenças regionais de produção não foram expressivos o suficiente para aparecer no índice.

Na construção do trabalho foi percebido que poderiam ser feitas combinações de produtos específicos de cada região, excluindo-se aqueles que apresentam maior magnitude de produção e que estão presentes em todo território. O resultado desses índices foi mais interessante: quando é considerado uma quantidade menor de produtos no índice, ou feito um agrupamento por tipo, como por exemplo a pecuária, os índices regionais mostraram com maior precisão a realidade das oscilações de preços recebidos pelos produtores rurais.

A inovação trazida pela pesquisa acerca da regionalização do índice, estatisticamente somente foi validada com cesta de produtos do IPR-Regionalizado Local, ou seja, produtos com menos de 1% de valor de produção em relação ao valor de produção total, que tem representação social importante por envolver a fixação de trabalhadores e extrativistas no campo. Os produtos considerados nessa cesta foram os seguintes 26 produtos: trigo, batata, açaí, uva, cacau, abacaxi, cebola, maçã, manga, maracujá, alho, amendoim, tangerina, batata-doce, sorgo, borracha, pimenta, erva-mate, caju, aveia, cevada, girassol, mamona, guaraná, centeio e juta. Esses são produtos da agricultura brasileira que não impactam na balança comercial, nem são destaque nacional por suas cotações, mas estão presentes praticamente diariamente na mesa dos brasileiros ou utilizados como matéria-prima em diversos fins.

Faz sentido a utilização do IPR-Regionalizado nessa combinação de produtos, para representar os diversos produtores rurais desses produtos e entregar um índice que reflita as particularidades regionais de produção. O índice IPR-Regionalizado Local cumpriu com o

objetivo de demonstrar os preços recebidos pelos produtores rurais em suas respectivas regiões ao não confirmar a cointegração das séries das regiões Norte, Sudeste, Centro-Oeste e Sul, exceto o Nordeste, mostrando que os preços recebidos pelos produtores rurais da respectiva cesta de produtos locais são diferentes entre essas regiões. No caso do Nordeste provavelmente os produtos de menor participação estejam melhor representado na região Nordeste, tais como uva e o açaí, predominante, nas regiões Sul e Norte, respectivamente.

Foi concluído que quando retirados do índice os produtos de grande participação valor de produção, os preços recebidos pelos produtores rurais de cada região possibilitam acompanhar os produtos de menor representatividade econômica, pois o retrato destes preços não é encoberto pelos grandes produtos. Desse modo, produtos que são produzidos em apenas algumas localidades podem ter seus preços acompanhados no índice Regionalizado, enquanto o índice Nacional é ideal para uma visão dos produtos de maior valor de produção como as *commodities*.

Mesmo que os resultados estatísticos mostraram que ao longo prazo os índices regionais seguem a tendência do índice nacional, a importância de ter um índice regional existe. Formular um índice regional é direcionar um olhar para realidade de produção regional, oportunizando, inclusive, a união de governadores e líderes dos Estados dessas regiões para desenvolver políticas públicas e programas que gerem melhores condições de negociação dos produtos agropecuários tanto no mercado regional, interestadual quanto no mercado externo de exportações.

Como sugestão para demais pesquisa é investigação de diversas combinações de produtos para a composição de um índice que demonstrasse os preços recebidos pelos produtores rurais em suas respectivas regiões e o índice local foi o índice que evidenciou essas particularidades. Parte das políticas públicas econômicas setoriais e nacionais tende a focar nos produtores das grandes culturas com base em índices generalistas, não refletindo os produtores de produtos de menor expressão econômica, de importante reflexo social. Nesse sentido evidencia-se a importância do acompanhamento dos preços recebidos pelos produtores rurais de pequeno à grande porte de produção, nos quais são agentes base da cadeia produtiva consumidora e exportadora.

5. Referências

ANDRADE, J. S. Apontamentos de Econometria Aplicada. Faculdade de Economia - Universidade de Coimbra, 2004. Disponível em: <http://www4.fe.uc.pt/jasa/estudos/econometria.pdf>. Acesso em: 10 jul. 2020.

ATLAS – Atlas da Complexidade Econômica. Laboratório de Crescimento da Universidade de Harvard. Disponível em: <http://www.atlas.cid.harvard.edu>. Acesso em: 02. ago. 2021.

BORTOLETTO, W. W. **Proposta de uma sistemática para previsão de demanda aeroportuária: um estudo ex-post-facto.** 165 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção e Manufatura) - Universidade Estadual de Campinas, Faculdade de Ciências Aplicadas, Limeira, 2017. Disponível em: <http://repositorio.unicamp.br/jspui/handle/REPOSIP/331527>. Acesso em: 20 jul. 2020.

BUENO, R. de L. da S. Econometria de séries temporais. 2. ed. São Paulo: **Cengage Learning**, 2018. 341 p. ISBN 978-85-221-1157-2

CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento. Análise Mensal: Açaí (fruto). Mar. 2019. Disponível em: <https://www.conab.gov.br>. Acesso em: 29. jul. 2021.

CONTINI, E.; GASQUES, J. G.; ALVES, E.; BASTOS, E. T. Dinamismo da agricultura brasileira. **Revista de Política Agrícola,** v. 19, Ed. Especial, p. 40-64. 2010. Disponível em: <http://antigo.agricultura.gov.br/assuntos/politica-agricola/todas-publicacoes-de-politica-agricola/revista-de-politica-agricola/revista-de-politica-agricola-edicao-especial-150-anos-2010.pdf>. Acesso em: 24 ago. 2020. ISSN 1413-4969

DUARTE, A. P. Milho safrinha se consagra e caracteriza um sistema peculiar de produção. **Revista Visão Agrícola,** Piracicaba, n. 13, jul./dez., p. 78-82, 2015. Disponível em: <https://www.esalq.usp.br/visaoagricola/sites/default/files/Esalq-VA13-Milho.pdf>. Acesso em: 12 mai. 2020. ISSN 1806-6402

EMATER – Instituto Paranaense de Assistência Técnica e Extensão Rural. **Histórico da Extensão Rural Oficial.** 2020. Disponível em: <http://www.emater.pr.gov.br/modules/conteudo/conteudo.php?conteudo=43>. Acesso em: 02 jul. 2020.

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **História da Embrapa.** 2020. Disponível em: <www.embrapa.br/memoria-embrapa/a-embrapa>. Acesso em: 02 jul. 2020.

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Visão 2030: o futuro da agricultura brasileira.** Brasília, DF: Embrapa, 2018. 212 p. Disponível em: <https://www.embrapa.br/documents/10180/9543845/Vis%C3%A3o+2030+-+o+futuro+da+agricultura+brasileira/2a9a0f27-0ead-991a-8cbf-af8e89d62829>. Acesso em: 04 jul. 2020. ISBN 978-85- 7035-799-1

FREITAS, C. A.; BACHA, C. J. C.; FOSSATTI, D. M. Avaliação do desenvolvimento do setor agropecuário no Brasil: período de 1970 a 2000. **Economia e Sociedade**, v. 16, n. 1, p. 111-124, 2007.

FURTADO, C. Formação econômica do Brasil, 32 ed., São Paulo: **Editora Nacional.** 2005.

GALVÃO, J. C. C.; MIRANDA, G. V.; TROGELLO, E.; NETO, R. F. Sete décadas de evolução do sistema produtivo da cultura do milho. **Revista Ceres,** Viçosa, v. 61, suplemento, p. 819-828, 2014. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-737X2014000700007&lng=en&nrm=iso>. Acesso em: 12 mai. 2020. https://doi.org/10.1590/0034-737x201461000007

GONÇALVES, J. S.; SOUZA, S. A. M. Heterogeneidade e competitividade: o significado dos conceitos frente ao mosaico de disparidades da agricultura brasileira. **Informações Econômicas,** São Paulo, v. 30, n. 11, 2000.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. Econometria básica. 5. ed. São Paulo: **AMGH editora**, 2011. 924 p.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo agropecuário 2017.** 2018. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>. Acesso em: 30 jan. 2020.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção Agrícola Municipal 2018.** 2019. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pam/tabelas>. Acesso em: 16 dez. 2019.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, North-Holland, n. 54, p. 159-178, 1992. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/030440769290104Y>. Acesso em: 20 jul. 2020.

MAGRO, G. P. D.; OLIVEIRA, L. de; SOUZA, A. R. L. de. Impacto do crédito na atividade rural brasileira. **Informe Gepec,** Toledo, v. 23, n. 1, p. 127-141, jan./jun. 2019. Disponível em: <http://e-revista.unioeste.br/index.php/gepec/article/ view/19243/14356>. Acesso em: 06 jul. 2020. e-ISSN: 1679-415X

MATTOS, R. S. de. Tendências e Raízes Unitárias. **Texto Didático.** Universidade Federal de Juiz de Fora, Departamento de Economia. 2018. Disponível em: <https://www.ufjf.br/wilson_rotatori/files/2011/05/Tendencias-e-Raizes-Unitarias-2018.pdf>. Acesso em: 22 jul. 2020.

MARGARIDO, M. A. **Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil.** 173f. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura Luiz Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2000.

MINGOTI, R.; BRASCO, M. A.; HOLLER, W. A.; LOVISI FILHO, E.; SPADOTTO, C. A. Matopiba: caracterização das áreas com grande produção de culturas anuais. **Nota técnica,** Campinas, SP: Embrapa Gestão Territorial, jul. 2014. 2 p. Disponível em: <http://www.alice.cnptia.embrapa.br/alice/handle/doc/991059>. Acesso em: 02 mai. 2021.

MONTEIRO, M. J. C.; GRAMACHO, A.; CUNHA, M. A. S. D. Revisão da metodologia de cálculo dos índices setoriais agrícolas - índice de preços pagos pelos produtores rurais (IPP) e índice de preços recebidos pelos produtores rurais (IPR). IPEA. Brasília, DF, p. 107. 1994.

MUELLER, C. C. A política agrícola no Brasil: uma visão de longo prazo. **Revista de Política Agrícola,** v. 19, Ed. Especial, p. 9-23. 2010. Disponível em: <http://antigo.agricultura.gov.br/assuntos/politica-agricola/todas-publicacoes-de-politica-agricola/revista-de-politica-agricola/revista-de-politica-agricola-edicao-especial-150-anos-2010.pdf>. Acesso em: 22 ago. 2020. ISSN 1413-4969

OLETO, R. R. Proposta para índices de preços na agropecuária. **Fundação João Pinheiro**, Belo Horizonte, v. 7, n. 1, 1992.

PINATTI, E.; SACHS, R. C. C.; ÂNGELO, J. A.; GONÇALVES, J. S. Índice Quadrissemanal de Preços Recebidos pela agropecuária paulista (IqPR) e seu comportamento em 2007. **Informações Econômicas,** São Paulo, v. 38, n. 9, p. 22-34, 2008.

SOUZA, P. M. de; FORNAZIER, A.; SOUZA, H. M. de; PONCIANO, N. J. Diferenças regionais de tecnologia na agricultura familiar no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural,** Brasília, v. 57, n. 4, p. 594-617, 2019. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.

php?script=sci_arttext&pid=S0103-20032019000400594 &lng=en&nrm=iso>. Acesso em: 24 mar. 2020. https://doi.org/10.1590/1806-9479.2019.169354

VARASCHIN, M. J. F. da C; SOUZA FILHO, J. de; ZOLDAN, P. C. **Metodologia de cálculo dos índices agrícolas – IPP, IPR e IPRr.** Instituto Cepa/SC. Florianópolis, p. 61, 2004.

WORLD BANK. Global Economic Prospects 2009: commodities at the crossroads. 2009. World Bank