



## EVIDÊNCIAS DO COST PRICE SQUEEZE NA AGRICULTURA BRASILEIRA: UMA APLICAÇÃO DE COINTEGRAÇÃO

### EVIDENCE OF COST PRICE SQUEEZE IN BRAZILIAN AGRICULTURE: AN APPLICATION OF COINTEGRATION

### EVIDENCIA DE APROXIMACIÓN DE PRECIOS DE COSTOS EN LA AGRICULTURA BRASILEÑA: UNA APLICACIÓN DE LA COINTEGRACIÓN

Arnaldo Júnior Alves Tenório<sup>1</sup>Wellington Ribeiro Justo<sup>2</sup>

#### RESUMO

Surgiram, a partir da década de 1970, tanto na Europa quanto nos Estados Unidos, evidências de um estreitamento entre receita e custos na agricultura, esse fenômeno ficou conhecido como *cost price squeeze*. Dentre os fatores responsáveis, um em comum predominou, o atual modelo de produção agrícola foi apontado por muitos autores como principal. Esse estudo testou a hipótese do *cost price squeeze* na agricultura brasileira com uso da econometria de séries temporais. Mais especificamente buscou identificar se há cointegração entre a trajetória dos preços pagos e recebidos pelos produtores. Também foi testada a cointegração incluindo variáveis macroeconômicas para verificar a validade do modelo proposto por Garder (1981) de que a hipótese do *cost price squeeze* pode ser mascarada na presença de outras variáveis macroeconômicas. Os resultados apontaram que as séries utilizadas eram integradas de mesma ordem. Contudo, os testes sugeriram a não cointegração quando foram utilizadas apenas as séries de preços pagos e recebidos pelos produtores sugerindo que a hipótese do *cost price squeeze* é válida para a agricultura brasileira em acordo com Moss (1992). Ao incluir o índice de preços geral e a oferta de moeda os resultados também sugerem aceitar a hipótese do *cost price squeeze* para o caso brasileiro.

**Palavras-chave:** Preços agrícolas. Cointegração. Inflação. Brasil.

#### ABSTRACT

In 1970's in Europe and the United States emerged evidence of a narrowing of revenue and costs in agriculture, this phenomenon became known as cost price squeeze. Among the responsible factors one in common predominated, the current model of agricultural production was pointed out by many authors as the main one. This study tested the hypothesis of cost price squeeze in Brazilian agriculture using time series econometrics. More specifically, it sought to identify whether there is a cointegration between the trajectory of prices paid and prices received by producers. We also tested cointegration including macroeconomic variables to

<sup>1</sup>Mestre em Economia pelo PPGECON-UFPE. Funcionário do Banco do Brasil. Caruaru. Pernambuco. Brasil. E-mail: [arnaldotenario@gmail.com](mailto:arnaldotenario@gmail.com). ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6663-5998>

<sup>2</sup>Doutor em Economia pelo PIMES-UFPE. Universidade Regional do Cariri – URCA- (PPGERU) e PPGECON-UFPE. Crato. Ceará. Brasil. E-mail: [justowr@yahoo.com.br](mailto:justowr@yahoo.com.br). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4182-4466>

verify the validity of the model proposed by Garder (1981) that the cost price squeeze hypothesis can be masked in the presence of other macroeconomic variables. The results showed that the series used were integrated in the same order. However, the tests suggested no cointegration when the price series paid and received by the producers were used, suggesting that the cost price squeeze hypothesis is valid for Brazilian agriculture according to Moss (1992). By including the general price index and the money supply the results also suggest accepting this hypothesis for the Brazilian case.

**Keywords:** Agricultural prices; Cointegration; Inflation.

## RESUMEN

A partir de la década de 1970, tanto en Europa como en Estados Unidos, surgieron pruebas de un estrechamiento entre los ingresos y los costos en la agricultura, este fenómeno se conoció como contracción de los precios de los costos. Entre los factores responsables, predominó uno en común, el modelo actual de producción agrícola fue señalado por muchos autores como el principal. Este estudio probó la hipótesis de la contracción de los precios de costo en la agricultura brasileña utilizando econometría de series de tiempo. Más específicamente, buscó identificar si existe una cointegración entre la trayectoria de los precios pagados y recibidos por los productores. También se probó la cointegración incluyendo variables macroeconómicas para verificar la validez del modelo propuesto por Garder (1981) de que la hipótesis de contracción del precio de costo puede ser enmascarada en presencia de otras variables macroeconómicas. Los resultados mostraron que las series utilizadas se integraron en el mismo orden. Sin embargo, las pruebas sugirieron no cointegración cuando solo se utilizaron las series de precios pagados y recibidos por los productores, sugiriendo que la hipótesis de contracción del precio de costo es válida para la agricultura brasileña según Moss (1992). Al incluir el índice general de precios y la oferta monetaria, los resultados también sugieren aceptar la hipótesis de contracción del precio de costo para el caso brasileño.

**Palavras chave:** Precios agrícolas. Cointegración. Inflación. Brasil.

**Como citar este artigo:** TENÓRIO, Arnaldo Júnior Alves; JUSTO, Wellington Ribeiro. Evidências do cost price squeeze na agricultura brasileira: uma aplicação de cointegração.

**DRd - Desenvolvimento Regional em debate**, v. 12, p. 486-501, 19 set. 2022. Doi:

<https://doi.org/10.24302/drd.v12.3629>

**Artigo recebido em:** 24/03/2021

**Artigo aprovado em:** 18/08/2022

**Artigo publicado em:** 19/09/2022

## 1 INTRODUÇÃO

O setor agropecuário brasileiro cresceu de forma considerável nas últimas décadas colocando o país em destaque na oferta mundial de alimentos. Segundo Gasques et al. (2017) a produção de grãos aumentou 310% entre 1991 e 2017 atingindo 237,7 milhões de toneladas, contribuindo para o dinamismo da economia brasileira. E continua crescendo, já que segundo o IBGE (2022) a safra 2021/2022 deve atingir 284,4 milhões de toneladas. Contudo, não há evidências do poder de mercado dos produtores brasileiros na determinação dos preços internacionais bem como na determinação dos preços dos insumos.

A relação entre preços e custos agrícolas no longo prazo vem sendo objeto de estudo na Europa e nos EUA já há algum tempo. Ploeg et al. (2000) verificaram que o valor bruto da produção agrícola cresceu até a década de 1980 e a partir da década de 1990 iniciou uma trajetória de estabilização. Por outro lado, os custos aumentaram ainda mais devido, dentre outros fatores, a crescente preocupação com o meio ambiente. Moss (1992), por sua vez, analisando índices de preços agrícolas sugeriu a presença de um estreitamento entre preços e custos que ficou conhecido na literatura como *cost price squeeze*. Diferentemente de outros setores da economia, há uma tendência no setor agrícola dos termos de trocas não aumentarem em favor da agricultura. Isso é inerente ao processo de transformação do setor e segundo Timmer (1988) a produtividade deve aumentar para compensar esse efeito. A hipótese de que o padrão moderno de agricultura vem contribuindo com a redução da diferença entre preços recebidos e pagos pelos produtores rurais com sérias consequências para o desenvolvimento rural e para a sustentabilidade do atual modelo de produção agrícola foi defendida também por Carvalho; Bezerra e Bezerra (2013).

Apesar dos muitos trabalhos sobre produtividade agrícola, há uma relativa escassez de trabalhos sobre a questão da compressão entre preços e custos na agricultura, sobretudo no Brasil, onde a agropecuária tem exercido um papel de destaque na economia. Nesse sentido buscando preencher essa lacuna, de ausência de testar empiricamente a possível compressão de preços agrícolas no Brasil, este artigo se propõe a examinar as evidências de um *cost price squeeze* na agricultura brasileira por meio da análise de séries temporais. Ou seja, testa se preços pagos e recebidos pelos produtores se movem conjuntamente no longo prazo o que por sua vez, pode contribuir para compreender a evolução dos termos de troca no longo prazo e o seu papel no desenvolvimento rural. Também examina se há evidências se outros fatores da economia contribuem para a dinâmica de equilíbrio de longo prazo entre os preços pagos e recebidos pelos produtores. O presente texto está dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda seção traz uma revisão teórica. Na seção seguinte a metodologia e é subdividida entre modelo teórico e modelo econométrico. Na quarta seção são apresentados os resultados e a última traz as conclusões.

## 2 REVISÃO TEÓRICA

A discussão sobre o *cost price squeeze*, vem sendo discutido desde meados do século passado. Em boa medida a literatura explorava na forma discursiva essa possibilidade e posteriormente inicia-se a tentativa de mensurar esse problema na tentativa de tentar comprovar empiricamente essa hipótese.

Philpott (1966) foi um dos pioneiros em analisar o *cost price squeeze* na agricultura na Nova Zelândia no período entre 1949 a 1963. Ele criou um índice de preço recebido e outro para os preços pagos e fez uma análise comparativa. Em seus achados ele apontou que os fatores para a compressão na diferença de preços recebidos e pagos pelos produtores neozelandeses era em virtude do desenvolvimento da indústria de insumos, da inflação e fatores relacionados ao aumento dos salários.

Tweeten (1983) foi um dos pioneiros a incorporar variáveis macroeconômicas na aplicação empírica para testar a hipótese do *cost price squeeze*. O objetivo foi examinar o impacto da política fiscal e monetária na estrutura agrícola. O principal resultado do seu trabalho foi identificar que a política fiscal e monetária afeta a estrutura da fazenda de forma indireta. O impacto imediato ocorre por meio dos custos, fluxos de caixa, riqueza real e instabilidade. Uma solução apontada para enfrentamento destes problemas é os agricultores tentarem aumentar o tamanho das fazendas para obter ganhos de escala.

O aumento do custo dos insumos agrícolas, juntamente com cadeias de abastecimento orientadas para o comprador e a liberalização do comércio nos mercados internacionais, criou uma compressão na diferença de preços pagos e recebidos para muitos produtores, que abandonam a agricultura ou aumentam a escala de sua operação investindo em mais terras e/ou implementos agrícolas (BASOK, 2003). Nessa mesma linha, Hoppe e Korb (2005) analisaram os preços médios das terras agrícolas em acres nos Estados Unidos entre 1950 e 2002 e verificaram que os preços mais que dobraram corroborando com a ideia de Basok (2003).

Berti; Mulligan (2016) colocam que o sistema agroalimentar convencional tem sido contestado tanto no âmbito acadêmico quanto no público. Para pequenas propriedades, a insustentabilidade do sistema alimentar é ainda mais grave; a participação decrescente do lucro e a compressão dos preços de custo da produção de commodities aumentaram as barreiras ao acesso ao mercado com o efeito inevitável do abandono agrícola. Já Rotz et al. (2019) discutem a questão do *cost price squeeze* citando vários autores que investigaram essa hipótese. Eles concluem que o problema é extremamente relevante e que várias são as tentativas dos agricultores no enfrentamento do problema. A elevação do nível tecnológico é apontada como uma alternativa.

Para Nori (2020) a incorporação do sistema agroalimentar europeu nas cadeias globalizadas tem impactado os agricultores, que se viram em um papel subalterno, enfrentando altos preços dos insumos e uma espremeida por preços decrescentes ditados pelo mercado, com redução das margens de lucro e poder de negociação erodido nos sistemas de comércio internacional. Esses processos potencializam o fenômeno do *costprice squeeze* da fazenda, causado pela crescente defasagem entre o valor bruto da produção e os custos de produção incorridos pelo agricultor. Para manter um rendimento suficiente, os agricultores têm de aumentar o tamanho da empresa a fim de reduzir os custos por unidade. Este eventualmente leva a um círculo vicioso em que o tamanho da fazenda é ditado pelos preços de mercado e custos, e os agricultores são pressionados pelos custos de produção que aumentam mais rapidamente do que o preço de seus produtos.

Já Newsome (2020) examinou o *cost price squeeze* para as produtoras agrícolas da Austrália. O estudo aponta que, de fato, o problema existe e propôs que estas deveriam focar em nichos de mercados em espacial com a agricultura sustentável e forte aparato de marketing como estratégia de sobrevivência.

Por fim, Berti (2020) sugere que entre as desconexões do agricultor com o mundo rural é a participação decrescente do lucro das fazendas. Ou seja, a compressão do custo de produção e o poder de barganha desigual no setor de alimentos. Dito de outra forma, o autor evidencia que a hipótese *do cost price squeeze* tem sido responsável pelo abandono de terra e despovoamento das zonas rurais.

Entre autores que focaram na investigação empírica além de Tweeten e Griffin (1976) e Moss (1992), Campiche et al. (2006) testaram a hipótese do *cost price squeeze* e não rejeitaram a hipótese de diferenças de preços pagos e recebidos pelos produtores no longo prazo utilizando dados para os Estados Unidos no período entre 1988 e 2005.

Karbo (2007) utilizou dados anuais durante o período de 1957-2004 e um modelo de correção de erro vetorial para investigar os efeitos dinâmicos das taxas de câmbio, oferta de moeda e outras variáveis macroeconômicas sobre o setor agrícola na África do Sul. Ele encontrou que as taxas de câmbio reais, taxas de juros, inflação e choques da oferta de moeda têm impactos significativos e persistentes na produção agrícola, preços recebidos pelos agricultores e preços de insumos agrícolas. Choques na oferta de moeda e nos juros tendem a colocar a agricultura em um aperto nos custos da agricultura. Já os choques na taxa de câmbio real deslocam os preços relativos em favor da agricultura no longo prazo, aumentando assim os rendimentos agrícolas e acelerando a redução da pobreza no país.

Du Toit (2018) coloca que o problema do *cost-price squeeze* continua sendo um dos aspectos mais preocupantes da agricultura moderna. Estudando os produtores e as condições climáticas de Swartland na África do Sul ele aponta que este problema é recorrente nessa região. Desta forma, ele analisa alternativas para amenizar este problema e sugere que a rotação de cultura é uma alternativa viável para enfrentamento do *cost-price squeeze* pelos produtores de trigo na região.

Por fim, Czyżewski.; Matuszczak; Miśkiewicz (2019) afirmam que há consenso de que agricultores estão sujeitos à compressão de preços agrícolas quando os preços da commodities caem e os custos de produção aumentam no longo prazo. Isso é resultante da flexibilidade dos preços, mas também de estruturas de monopólio onde os destinatários de commodities aproveitam a oportunidade de preços abaixo do ideal. Utilizando modelo de equilíbrio geral computável com dados de países europeus no período entre 2004 a 2012 eles sugerem através de uma função de produção de Elasticidade Constante de Substituição (CES) com o avanço ao flexibilizar os preços e concluíram que um dos principais mecanismos para atenuar o problema do *cost-price squeeze* é o fornecimento de bens públicos. Já as imperfeições de mercado atuam de maneira oposta.

### 3 METODOLOGIA

Essa seção está dividida em duas. A primeira explora os modelos teóricos que respaldam o fenômeno do *cost price squeeze*, enquanto a segunda traz o modelo empírico, a fonte de dados e as variáveis utilizadas nas estimações.

### 3.1 MODELO TEÓRICO

A teoria macroeconômica dá suporte para compreender a discussão do *cost price squeeze*. Modelos clássicos, neoclássicos e teoria monetária consideram a neutralidade da moeda. Assim, a moeda determina o nível de preço agregado e não muda o equilíbrio na economia, pois a moeda não entra na função de produção. A inflação seguindo choques monetários não muda a relação básica de produção que respalda o equilíbrio. Então, preços relativos não mudam e o *cost price squeeze* não seria possível. Já os Keynesianos e pós-keynesianos argumentam que a moeda pode ser usada para estimular a demanda agregada. Para os Keynesianos um aumento na moeda induz um aumento no nível de preço agregado, reduz os salários e aumenta a demanda agregada. Implicações para o *cost price squeeze* poderiam ocorrer, pois haveria impactos relativos da moeda na renda agregada e no nível de preços. Contudo em um contexto de economia aberta faz-se necessário considerar os possíveis efeitos dos termos de troca bem como da taxa de câmbio. Os keynesianos assumem que a rigidez do salário real ou imperfeições de mercado somente podem ser compensadas pelo aumento no nível de preços. O aumento na renda agregada não é completamente compensado pelo aumento nos preços. Contudo, as implicações da teoria keynesiana para os preços agrícolas são incertos. Assim, os efeitos da teoria keynesiana no *cost price squeeze* não são evidentes (MOSS, 1992).

Tweeten e Griffin (1976) introduziram a hipótese do *cost price squeeze* na agricultura para examinar o efeito da inflação nos termos de troca no longo prazo. Eles postularam um mundo neoclássico em que os preços reais direcionavam a alocação de recursos. Na explicação dos autores a inflação afeta a relação do *cost price* na agricultura. Eles focaram na diferença no mecanismo de preços. Especificamente, a hipótese de a agricultura ser caracterizada pela concorrência perfeita enquanto o mercado de insumos é oligopolizado. Assim, produtores de insumos são capazes de controlar preços, enquanto os agricultores são tomadores de preço. Isto é, enfrentam poder de monopólio e oligopólio ao vender sua produção.

Nessa linha de pensamento Hicks (1974) postulou dois mercados – um com preços fixos e outro com preços flexíveis. No mercado de preços fixos, os preços são estabelecidos por um esquema administrado por produtores. No mercado de preços flexíveis os preços são determinados instantaneamente pela oferta e demanda. Para o autor a rigidez se dá no sentido do custo da informação pelos agricultores. Ou seja, os agricultores não conseguem a informação na mesma velocidade que os produtores de insumos. Com esse modelo Hicks mostra que a pressão inflacionária causará um *overshoot* no mercado de preços flexíveis para absorver a inflexibilidade no setor de preços fixos. Os resultados da aplicação do modelo de Hicks em um período de inflação elevada produzem resultados opostos ao modelo de Tweeten e Griffin (1976). Garden (1981), contudo, ampliou o modelo proposto por Tweeten e Griffin (1976) considerando o efeito da moeda no restante da economia. Ele examinou o efeito da inflação não antecipada e antecipada nos preços dos insumos e produtos agrícolas na ausência de outras variáveis explicativas. Ele encontrou os mesmos resultados de Tweeten e Griffin (1976). Então, ele adicionou outras variáveis macroeconômicas que poderiam ser afetadas pela inflação e encontrou serem variáveis explicativas significantes para explicar os preços dos insumos e dos produtos agrícolas. Assim, ele inferiu que a inflação não afeta diretamente o *cost price squeeze*, mas uma vez que a moeda tem efeitos reais, ela imita um efeito diferencial.

### 3.2 MODELO EMPÍRICO

Pode-se testar a validade do cost price squeeze examinando se preços pagos e preços recebidos pelos produtores são cointegrados. Segundo Moss (1992) se os preços pagos e preços recebidos são cointegrados, então existe um equilíbrio fixo de longo prazo entre os dois, ou seja, haverá uma relação de paridade constante entre as variáveis no longo prazo. Assim, se tal relação existe, a hipótese do cost price squeeze seria uma impossibilidade. Ainda segundo MOSS (1992), a hipótese alternativa, de que as duas variáveis não seriam cointegradas, não implica que o squeeze está comprovado, tendo em vista que essa é uma condição necessária, mas não suficiente. Antes de realizar os testes de cointegração é necessário verificar se as variáveis são estacionárias de mesma ordem. Se os resíduos são estacionários a variância do erro é finita e qualquer divergência do equilíbrio dinâmico é de curta duração. Porém, se as séries não são estacionárias qualquer desvio do equilíbrio de longo prazo cresce com o tempo MOSS (1992). Uma vez testada a estacionaridade das séries, o próximo passo é testar a cointegração entre os pares, sem a presença de qualquer outra variável econômica. Outra etapa do estudo é verificar a possibilidade de cointegração multivariada onde mais de duas séries formam um equilíbrio estocástico ao longo do tempo seguindo a ideia de GARDEN (1981).

O presente artigo examina a evidência de um cost price squeeze na agricultura brasileira com a utilização de um modelo econométrico de séries temporais. As séries analisadas foram compostas pelo IPR-L (Índice de Preços Recebidos pelos Produtores Rurais – Lavouras), pelo IPP (Índice de Preços Pagos pelos Produtores Rurais) e pelo IGP-DI (Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna) todos disponibilizados pelo IBRE/FGV. Além dessas séries utilizou-se também o M1 que foi extraído dos Meios de Pagamento Ampliados do Banco Central. Todas as séries são mensais e compreendem o período entre julho de 1988 a setembro de 2016 com um total de 339 observações. O IGP-DI foi acrescentado como índice de inflação e o M1 como Proxy à oferta monetária. A escolha do período se deu pela disponibilidade dos dados para todas as variáveis.

### 3.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Segundo Harris (1995) vários métodos são utilizados para testar a cointegração entre variáveis. Os mais comumente utilizados são o proposto por Johansen (1988) e proposto por Engle e Granger (1987). Esse último é mais utilizado para testar a cointegração entre duas variáveis. Contudo, quando mais de duas variáveis são incluídas no modelo é possível mais de um vetor de integração. Usando o método de Engle Granger apenas é possível mostrar que o vetor de cointegração é único quando duas variáveis são incluídas no modelo. A estimação de uma única equação ainda que haja somente um vetor de cointegração é ineficiente porque não resulta na variância mínima contra uma hipótese alternativa.

Johansen e Juselius (1990) propuseram um modelo para cointegração no contexto multivariado. Dessa forma, seguindo esses autores estimamos o seguinte modelo na forma de vetor de correção de erro seguindo Campiche et al. (2006):

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + u_t \quad (1)$$

Onde o vetor  $z_t$  é definido como um vetor de  $n$  possíveis variáveis endógenas e  $z_t$  é um modelo autorregressivo irrestrito incluindo  $k$ -lags de  $z_t$ . A estimativa de  $\Gamma_i$  mede o ajustamento

nas mudanças no curto prazo em  $z_t$ . Enquanto  $\Pi$  contém informações do ajustamento das mudanças no longo prazo em  $z_t$ . O teste de cointegração envolve testes do rank de  $\Pi$ . Se  $\Pi$  tem rank completo, as variáveis são estacionárias. Se o rank de  $\Pi$  é zero, não há relação de cointegração. Se  $\Pi$  tem rank reduzido, podemos dividir  $\Pi$  em  $\Pi = \alpha\beta'$ , onde  $\alpha$  representa a velocidade do ajustamento e  $\beta$  é a matriz dos coeficientes de longo prazo. Como nesse estudo também se estimou modelo com mais de duas variáveis com a possibilidade de múltiplas cointegrações a abordagem de Johansen foi utilizada nessa fase em que além dos preços pagos e recebidos pelos produtores foram incluídos o índice geral de preços e a oferta de moeda. No primeiro momento, contudo, foi utilizado o modelo de Engle e Granger com apenas as variáveis de preços pagos e recebidos pelos produtores brasileiros.

O teste de cointegração tem necessariamente que ser precedido de testes de raiz unitária, a fim de verificar se as séries são estacionárias em nível ou em diferença conforme Ribeiro, Ribeiro; Justo (2016). Segundo Floyd (2013), os testes de estacionaridade previnem regressões espúrias, pois evitam que se faça a regressão de uma série não-estacionária com outra série não-estacionária. Optou-se, neste contexto, pelos testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de Phillips Perron (PP).

O teste Dickey-Fuller Aumentado consiste em estimar a regressão da equação 1.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde  $\beta_1$  é o intercepto,  $\beta_2 t$  é a tendência determinística,  $\Delta Y_{t-i}$  são os termos diferenciados defasados e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro de ruído branco puro. Como nesse teste continuamos testando a hipótese de  $\delta = 0$ , podem-se utilizar os valores críticos da estatística Dickey-Fuller (FLOYD, 2013). A hipótese de  $\delta = 0$  será rejeitada quando o  $t$  calculado for maior que o valor da estatística Dickey-Fuller, neste caso a série será estacionária. Se por outro lado o valor de  $t$  calculado for menor que o valor crítico da estatística, a série será não estacionária (SILVA et al., 2012).

O teste Phillips Perron tem duas principais implicações, a primeira é a ausência da pressuposição de que o resíduo possui o comportamento de ruído branco. A outra implicação é que ele permite verificar a estacionaridade mesmo na presença de quebra estrutural nas séries (RIBEIRO; RIBEIRO; JUSTO, 2016). Se a série não tiver uma raiz unitária a hipótese nula poderá ser rejeitada e a série deverá ser estacionária, caso contrário a série será não estacionária (SILVA et al., 2012).

Cabe ainda mais uma observação antes de prosseguir ao teste de cointegração, deve-se determinar a ordem de defasagens (lags). Foram utilizadas as versões multivariadas dos critérios de informação dos modelos univariados como os critérios de informações de Akaike (AIC), Schwarz (BIC), Hannan-Quinn (HQ) e o erro de predição final (FPE), considerando ainda o princípio da parcimônia em caso de divergência entre eles (SILVA JR et al., 2011).

Ao se confirmar que as séries são estacionárias de mesma ordem, passa-se ao teste de cointegração proposto por Johansen para ver se as variáveis apresentam relação de equilíbrio de longo prazo. O modelo de Johansen (1998) se baseia em um VAR (autorregressão vetorial) de ordem  $p$  em termos de um modelo de correção de erros (VEC).



O método de Johansen e Juselius (1990) é baseado no posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$  na equação (2):

$$\Delta X_t = \delta + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_{x,t} \quad (2)$$

Para determinar o número de vetores de cointegração, precisa-se saber se o posto da matriz  $\Pi$  é completo, nulo ou reduzido. No primeiro caso há cointegração sem diferenciação, no segundo caso o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e por último, há  $r$  vetores de cointegração (SILVA et al., 2012).

Seguindo a metodologia estabelecida por Johansen (1998), dois testes serão feitos para identificar a presença de vetores de cointegração, o teste do traço e o do máximo autovalor. No teste do traço, a hipótese nula é que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número de vetores de cointegração é maior do que  $r$ , conforme equação (3).

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (3)$$

Onde os  $\lambda_i$  são os valores estimados das raízes características da matriz  $\Pi$  e  $T$  é o número de observações. O teste do máximo autovalor tem como hipótese nula que há  $r$  vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que há  $r + 1$  de acordo com a equação (4):

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (4)$$

A estimação por meio de mínimos quadrados ordinários sem levar em conta a autocorrelação provocará, dentre outros problemas, a subestimação da verdadeira variância ( $\sigma^2$ ), a superestimação do  $R^2$  e de modo geral a presença de autocorrelação levará a conclusões equivocadas quanto à significância dos coeficientes de regressão (GUJARATI, 2006). O teste aplicado no presente estudo para verificar a presença de autocorrelação foi o teste Breusch-Godfrey ou teste LM (Lagrange-multiplier). A vantagem deste teste em relação aos demais é que ele é mais abrangente ao permitir verificar a autocorrelação em regressores não estocásticos e em esquemas autorregressivos de ordem mais elevada, ou seja, os regressores podem conter valores defasados do regressando e é aplicado mesmo quando os termos de erro seguem processos de médias móveis. Um ponto negativo do teste é que a duração da defasagem (lags) não pode ser especificada *a priori*, de modo que às vezes deve-se recorrer aos critérios de *Akaike* (*AIC*) e *Schwarz* (*BIC*) para selecionar a duração da defasagem (GUJARATI, 2006).

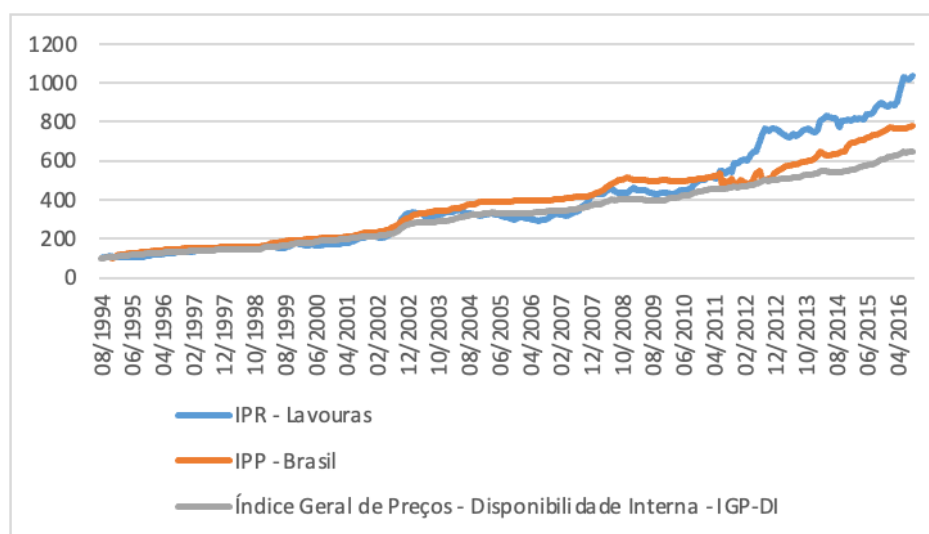
#### 4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

No Brasil, observando a evolução do Índice de Preços Recebidos pelos Produtores Rurais (IPR-FGV) e do Índice de Preços Pagos pelos Produtores Rurais (IPP-FGV) de agosto de 1994 até agosto de 2016 (Figura 1), verifica-se que o primeiro aumentou mais de oito vezes e o segundo aumentou mais de sete vezes. Analisando esse período ano a ano, observa-se que até 2011 o IPP cresceu a uma taxa percentual maior que o IPR, a partir de 2012 o quadro se

inverteu e o IPR passou a crescer a uma taxa percentual maior. De qualquer forma os dois indicadores apresentaram crescimento percentual semelhante ao longo destes últimos vinte e dois anos indicando a possibilidade de existir pelo menos um vetor de cointegração entre os dois.

No que diz respeito ao modelo econométrico tem-se primeiramente que realizar os testes de raiz unitária com o objetivo de confirmar se as séries são estacionárias. Os testes utilizados foram o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o Phillips Perron (PP) ambos com o intercepto e sem tendência.

Figura 1 – Evolução histórica do IPR lavouras, do IPP e do IGP-DI.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBRE/FGV.

De acordo com a Tabela 1 examinado a segunda e terceira coluna, verifica-se que, exceto para M1, a hipótese nula não pode ser rejeitada para todas as variáveis sem diferenciação, o que significa que essas séries são não-estacionárias. Isso indica que as séries devem ser integradas de alguma ordem superior. Seguindo MOSS (1992), as séries foram diferenciadas e o teste de raiz unitária foi refeito em primeira diferença. Conforme se observa na Tabela 1 na quarta e quinta coluna, tanto no teste ADF quanto no PP rejeita-se a hipótese nula em primeira diferença. Isso indica que uma única diferenciação é suficiente para torná-las estacionárias.

Tabela 1 – Teste de raiz unitária

| Variável | Em Nível |         | Em Primeira Diferença |          |
|----------|----------|---------|-----------------------|----------|
|          | IRPL     | 2.477   | 3.224                 | -9.789*  |
| IPP      | 2.140    | -1.602  | -19.694*              | -19.694* |
| IGP-DI   | 1.463    | 2.622   | -5.963*               | -7.506*  |
| M1       | -5.814*  | -6.347* | -14.604*              | -21.173* |

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Nota: \*Estatisticamente significativa a 1%. Os demais não foram significantes.

Uma vez que as séries são estacionárias de mesma ordem, está confirmado o primeiro requisito à cointegração entre elas. Como o presente estudo busca, num primeiro momento, verificar se o IPP e o IPRL se movem em equilíbrio estocástico na trajetória de longo prazo, realiza-se o teste de cointegração de *Johansen*, conforme pode ser visto na Tabela 2. Com o objetivo de testar a cointegração destas duas variáveis com as demais, apresentam-se também na mesma tabela os resultados para o IPP com o IGP-DI e com o M1, separadamente, e do IPRL com o IGP-DI e com o M1, também separadamente.

Como se pode observar na Tabela 2, não se pode rejeitar a hipótese nula nos seguintes pares, IPP/IPRL e IPRL/IGP-DI. No caso do par IPP/IGP-DI, a hipótese nula só pode ser rejeitada ao nível de 5% de significância, já no caso da combinação do IPRL e do IPP com o M1, rejeita-se a hipótese nula ao nível de 1%. Em outras palavras, como não há um vetor de cointegração entre IPP e IPRL, as duas variáveis não se movem em conjunto no longo prazo. No entanto, a ausência de vetores de cointegração para o IPRL e o IPP se deve ao fato de o teste de cointegração ter sido feito com o intercepto e em tendência linear.

Tabela 2 – Teste cointegração de Johansen bivariado

|  | IPPP/IRPL | IPRL/IGP-DI | IPP/IGP-DI | IPRL/M1   | IPP/M1   |
|--|-----------|-------------|------------|-----------|----------|
| Estatística trace para 1 vetor cointegrado | 3.364     | 0.1235      | 1.6872     | 15.6628** | 3.7902   |
| Estatística trace para 0 vetor cointegrado | 24.5264*  | 5.9185      | 10.3463    | 56.4715*  | 45.2916* |

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Nota: \*Estatisticamente significativa a 1%. Os demais não foram significantes. Valor crítico de 20.04 para 0 vetor teste e 6.65 para 1 vetor teste.

O próximo passo agora é examinar a existência de cointegração multivariada e interpretar os possíveis vetores de cointegração. Na Tabela 3 apresentam-se os resultados do teste de cointegração de *Johansen* bem como os vetores de cointegração normalizados para o índice de preços pagos. No vetor 1 que apresenta o índice de preços pagos como variável dependente e o índice de preços recebidos e a oferta monetária como variáveis independentes, os dois coeficientes foram significativos e o IPP passou a cointegrar com o IPRL. Como a restrição de normalização de *Johansen* tem os sinais invertidos, o IPP passa a variar junto com o IPRL na mesma direção enquanto o M1 varia na direção oposta. No vetor 2 a variável M1 foi excluída e em seu lugar acrescentado o IGP-DI, neste vetor o IPP responde positivamente ao IPRL (como antes) e ao IGP-DI. O vetor 3 desta tabela apresenta todas as variáveis e vê-se que o IPP responde positivamente ao IGP-DI e ao M1, no entanto o IPRL não se mostrou significativo. As estatísticas do Traço e do Máximo Autovalor, duas últimas linhas da Tabela 3, permitem rejeitar a hipótese nula de nenhuma equação de cointegração.

Tabela 3 – Vetores de cointegração

| Variáveis Independentes | 1        |       | 2         |       | 3         |       |
|-------------------------|----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|
|                         | Coef.    | P> z  | Coef.     | P> z  | Coef.     | P> z  |
| IRPL                    | -0.699   | 0.000 | -0.231    | 0.006 | 0.262     | 0.451 |
| IGP-DI                  |          |       | -0.952579 | 0.000 | -1.756534 | 0.000 |
| M1                      | 7.21e-06 | 0.000 |           |       | -3.65e-06 | 0.000 |
| Constante               | -134.079 | 0.000 | -4.546    | 0.000 | 106.818   | 0.000 |
| Estatística trace       | 70.1987* |       | 34.4388** |       | 70.8369*  |       |
| Máximo autovalor        | 42.3927* |       | 30.1708*  |       | 36.4708*  |       |

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Nota: \* Rejeita-se a hipótese nula de nenhuma equação de cointegração ao nível de 1%. \*\* Rejeita-se a hipótese nula de nenhuma equação de cointegração ao nível de 5%

Os resultados apresentados, até então, assemelham-se aos obtidos por MOSS (1992), onde a ausência de cointegração entre o índice de preços pagos e o índice de preços recebidos mostra que a hipótese do *cost price squeeze* é uma possibilidade. No que diz respeito à análise multivariada, o fato de a oferta monetária em conjunto com o índice de preços recebidos serem cointegrados com o índice de preços pagos reforça a hipótese de que a relação de paridade de longo prazo entre IPP e IPRL é constante para níveis fixos de renda agregada, uma vez que oferta monetária, representada pelo M1, é função da renda agregada de modo que mudanças na oferta monetária parecem afetar a razão entre IPP e IPRL em acordo com MOSS (1992).

O teste do multiplicador de Lagrange para autocorrelação, descrito na Tabela 4, mostra que para o vetor 1, a hipótese nula de ausência de autocorrelação não pode ser rejeitada a nenhum nível de significância convencional, já para os vetores 2 e 3 foi identificado a presença de autocorrelação, o número de defasagens (segunda coluna) foi determinado pelo critério de *Akaike* (AIC) e *Schwarz* (BIC). No que diz respeito ao teste de normalidade dos resíduos (teste Jarque-Bera), a hipótese nula de que o termo de erro segue uma distribuição normal não pode ser aceita. Contudo, seguindo Carvalho et. al (2007) e Groppô (2004), que levaram em conta que tal hipótese é raramente aceita para séries macroeconômicas brasileiras devido a sua volatilidade, de modo que se prosseguiram com as estimações.

Tabela 4 - Teste do Multiplicador de Lagrange para Autocorrelação

| Vetor | Lag | Chi2     | Prob > Chi2 |
|-------|-----|----------|-------------|
| 1     | 1   | 7,5890   | 0.57604     |
| 2     | 2   | 36,9771* | 0.00003     |
| 3     | 2   | 42,3292* | 0.00035     |

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Nota: \*Rejeita-se a hipótese nula de não autocorrelação ao nível de 1% significância.

Verifica-se que o índice de preços pagos e o índice de preços recebidos pelos produtores não estão cointegrados no longo prazo, isso é uma condição necessária, mas não suficiente para testar a hipótese do *price cost squeeze*. Contudo, o fato de a inclusão de outras variáveis como a inflação e a oferta monetária terem gerado vetores de cointegração com os referidos índices, mostra que a relação de paridade entre IPRL e IPP é influenciada por outros fatores ao ponto

de que um possa ser mais sensível às mudanças na inflação ou na oferta monetária que o outro, isso poderia indicar a presença de um estreitamento entre preços pagos e recebidos.

De acordo com MOSS (1992) a dependência de outras variáveis para manter uma relação de longo prazo entre o índice de preços pagos e o índice de preços recebidos pelos produtores, por si só sugere a presença de um *cost price squeeze*. Esse resultado é corroborado ao verificar de acordo com a tabela 2 considerando o teste de cointegração com tendência, não há cointegração indicando a possibilidade de ocorrência do squeeze. Contudo, Carvalho, et al. (2007) argumentam que no caso de as séries não serem cointegradas pode ocorrer um distanciamento entre elas no longo prazo ao invés de uma aproximação<sup>3</sup>. Daí, como teste de robustez, foi testada o modelo ARDL proposto por Pesaran et al. (2001) e também chegou a conclusão de que as séries não são cointegradas reforçando a aceitação da hipótese do *cost price squeeze* para o caso brasileiro.

## 5 CONCLUSÕES

Este trabalho buscou evidências de um estreitamento entre preços recebidos e preços pagos pelos agricultores na agricultura brasileira. Considerando apenas as séries de preços pagos e recebidos, a hipótese do *cost price squeeze* é aceita para o caso brasileiro. Seguindo o modelo ampliado com a inclusão de índice geral de preços e oferta de moeda proposto por Garden (1981) os resultados apontam que essa hipótese também é válida. Ou seja, os preços pagos e recebidos pelos produtores no longo prazo são influenciados por fatores externos à agricultura.

Contudo, esses resultados devem ser vistos com cautela, dado que pela falta de dados não foi possível testar a hipótese com dados mais específicos por setores. Ou seja, tem que ponderar que os indicadores de preços pagos e recebidos estão contabilizando um universo bastante amplo e não considerando questões mais específicas de cada mercado agrícola com seus diferentes produtos, insumos e tecnologia.

Ainda assim, as evidências obtidas revelam que a despeito do forte crescimento da agropecuária brasileira os produtores ainda não exercem forte poder nos mercados internacionais seja na determinação dos preços dos seus produtos ou na formação dos preços dos insumos, limitando a lucratividade. Isso enaltece a importância de elevar a produtividade que não dependa de utilização de mais insumos para garantir a sobrevivência e o dinamismo do setor. Ou buscar ganhos de escala tanto na produção quanto no transporte da produção e dos insumos. Também alerta a necessidade de organização dos produtores seja na comercialização dos seus produtos quanto na compra de insumos de forma a exercerem maior poder de barganha em face da grande participação destes no mercado mundial das commodities agrícolas e de seus insumos.

---

<sup>3</sup> Para reforçar esse resultado e servir como teste de robustez, foi testada a hipótese usando o modelo ARDL proposto por Pesaran et al. (2001) usando o software Microfit 5.5 desenvolvido por Pesaran e Pesaran (2017). Chegou-se a mesma conclusão, ou seja, se aceita a hipótese do *cost-price squeeze*, haja vista que, também pelo modelo ARDL as séries IPP e IPR com e sem as demais variáveis não são cointegradas.

Nesse sentido fica como sugestão para trabalhos futuros testar a hipótese do *cost price squeeze* com dados específicos de cada segmento agrícola de interesse.

## REFERÊNCIAS

- BACEN, Banco Central do Brasil. **Meios de Pagamento ampliados**. Disponível em: [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br). Acesso em 21 jan. 2021.
- BASOK, T. Mexican seasonal migration to Canada and development: a community-based comparison. **Internation Migration**, v.41, n. 2, p. 3–26, 2003.
- BERTI, G. Sustainable agri-food economies: re-territorialising farming practices, markets, supply chains, and policies. **Agriculture**, v.10, n. 64, p.2-9, 2020.
- BERTI, G.; MULLIGAN, C. Competitiveness of small farms and innovative food supply chains: the role of food hubs in creating sustainable regional and local food systems. **Sustainability**, v.8, n.7, p. 616, 2016.
- CAMPICHE, J.L.; BRYANT, H.L.; RICHARDSON, J.W.; OUTLAW, J.L. An analysis of cointegration: Investigation of the cost-price squeeze in agriculture. In: **Southern Agricultural Economics Association Annual Meetings**, Orlando, Florida, Feb. 5-8, 2006.
- CARVALHO, C. X. de; BEZERRA, B. R. S. C.; BEZERRA, D. C. Estudo da Relação Entre o Valor Bruto da Produção e Custo Monetário para o Setor Agrícola: Uma Aplicação do Modelo “Presas-Predador”. In: CONGRESSO DA SOBER; 51, 2013. Belém. **Anais [...]**. Belém: SOBER, 2013.
- CARVALHO, D. F.; RIBEIRO, M. R.; SANTANA, A. C.; CARVALHO, A. C. Análise dos Testes de Cointegração e de Correção de Erro dos Preços do Café e do Cacau no Mercado Internacional de Futuros e Opções. **Novos Cadernos NAEA**, v. 10, n. 1, p. 45-70, jun. 2007.
- CZYŻEWSKI, B.; MATUSZCZAK, A.; MIŚKIEWICZ, R. Public goods versus the farm price-cost squeeze: shaping the sustainability of the EU’s common agricultural policy. **Technological and Economic Development of Economy**, v. 25, n.1, p.82–102, 2019.
- DU TOIT, F. P. **A financial analysis of combining crop rotations systems with appropriate potential soils in the Middle Swartland**. Thesis at Stellenbosch University Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural Sciences, 2108.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, D.W.J. Co-integration and error correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v.55, n.3, p.251-276, 1987.
- FLOYD, J. E. **Econometrics Basics: Avoiding spurious regression**. University of Toronto, July 24, 2013.
- GARDNER, B. On the power of macroeconomics linkages to explain events in U.S. agriculture. **American Journal of Agricultural Economics**, v.63, p. 872-878, 1981.

GASQUES, J. G.; BACCHI, M. R. P.; RODRIGUES, L.; BASTOS, E. T.; VALDES, C. GILIO, L.; RENNÓ, N. O crescimento do agronegócio realmente tem se refletido em maior renda para agentes do setor. **Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA**, 2018. Disponível em < <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/opinioao-cepea/o-crescimento-do-agronegocio-realmente-tem-se-refletido-em-maior-renda-para-agentes-do-setor.aspx>>. Acesso em: 23 de fev. 2021.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 6th. ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

GROPPÔ, Gustavo de Souza. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa**. 2004. 107 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. Fifth Edition, Elsevier, Rio de Janeiro, 2006.

HARRIS, R.I.D. **Using cointegration analysis in econometric modeling**. Edinburgh Gate: Prentice-Hall, 1995.

HICKS, J. **The crisis in Keynesian economics**. New York: Basic Books, Inc., 1974.

HOFSTRAND, D. Cost-Price Squeeze Emerging for Corn Farmers. **AgMRC Renewable Energy & Climate Change Newsletter**. Iowa State University, 2013.

HOPPE, R.A., KORB, P. Large and small farms: trends and characteristics. In: Banker, D.E., MacDonald, J.M. (Eds.), **Structural and Financial Characteristics of U.S. Farms: 2004**. U.S. Department of Agriculture, **Economic Research Service**, 2005.

IBRE. Instituto Brasileiro de Economia. Série histórica do IPP, IPR lavouras e do IGP-DI. **FGVDADOS**, 2017.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, p.231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and Inference on cointegration with applications for the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, p.169-210, 1990.

KARGBO, J. M. The effects of macroeconomic factors on South African agriculture. **Applied Economics**, v.39, p.2211–2230, 2007.

MOSS, C. B. The cost-price squeeze in agriculture: An application of cointegration. Review of **Agricultural Economics**, v.14, n. 2, p. 205-213, 1992.

NEWSOME, L. Beyond get big or get out: Female farmers responses to the cost-price squeeze of Australian agriculture. **Journal of Rural Studies**, v.79, p. 57–64, 2020.

NORI, M.; FARINELLA, D. **Migration, Agriculture and Rural Development**. IMISCOE Short Reader. Springer open, 2020.

OWEN, W. F. The Double Developmental squeeze on agriculture. **The American Economic Review**, v. 56, n. 1/2, p. 43-70, 1966.

- PESARAN, B.; PESARAN, M. H., **Microfit 5.5**. Oxford University Press, 2017.
- PESARAN, B.; PESARAN, M. H., **Time Series and Panel Data Econometrics**. Oxford University Press, 2015.
- PESARAN, B.; PESARAN, M. H., **Time Series Econometrics using Microfit 5.0: A User's Manual**. Oxford University Press, 2009.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Econometrics**, v.16, p.289–326, 2001.
- PHILPOTT, B. P. Cost price squeezein farming. **Agricultural Bulletin**, 408, july, 1963.
- PLOEG, J. D. VAN DER; RENTING, H; BRUNORI, G; KNICKEL, H; MANNIO, J; MARSDEN, T; ROEST, K. DES; SEVILLA-GUZMÁN, S; VENTURA, F. Rural development: from practices and policies towards theory. **Sociologia Ruralis**, v.40, n.4, p.391-407, 2000.
- RIBEIRO, A. A. S; LEITE, A. R; JUSTO, W. R. Análise de cointegração e casualidade entre variáveis macroeconômicas e mercado acionário internacional sobre o IBOVESPA. **Revista de Administração UFSM**, Santa Maria, v. 9, n.1, p. 121-137, 2016.
- ROTZ, Sarah et al. Automated pastures and the digital divide: how agricultural technologies are shaping labour and rural communities. **Journal of Rural Studies**, v. 68, p.112-122, 2019.
- SILVA JR, J. C. A.; MENEZES, G.; FERNANDEZ, R. N.; Uma análise VAR das relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o Brasil. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 23, p.54-72, 2011.
- SILVA, F. M.; CORONEL, D. A; Análise da Casualidade e Cointegração entre Variáveis Macroeconômicas e o IBOVESPA. **Revista de Administração FACES Journal**. Belo Horizonte, v. 11, n.3 · p. 31-52, 2012.
- TIMMER, Peter C. The Agricultural transformation, in Hollis Chenery and T. N. Srinivasan, eds., **Handbook of Development Economics**, v.1, part II, c.8, p.276- 331. New York: North-Holland, 1988.
- TWEETEN, L.G. Impact of federal fiscal-monetary policy on farm structure. **Southern Journal of Agricultural Economics**, v.15, p.65-81, 1983.
- TWEETEN, L.G.; GRIFFIN, S. General inflation and the farming economy. Stillwater, Oklahoma Agricultural Experiment Station, **Research Report**, p.732, 1976.
- VICENTE, J. R.; ANEFALOS, L. C.; CASER, D. V. **Influências de Capital Humano, Insumos Modernos e Recursos Naturais na Produtividade Agrícola**. Região e Espaço no Desenvolvimento Agrícola Brasileiro, 2003.