

INFLUÊNCIA DE VARIÁVEIS SOCIOECONÔMICAS NA PRODUÇÃO BRASILEIRA DE GRÃOS

THAMYRES ALVES SENA OLIVEIRA
UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA (UFU)
thamyressenaweaver@hotmail.com

ODILON JOSÉ DE OLIVEIRA NETO
UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA (UFU)
professorodilon@yahoo.com.br

EDSON ARLINDO SILVA
UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA (UFU)
edsonarlindosilva@gmail.com

INFLUÊNCIA DE VARIÁVEIS SOCIOECONÔMICAS NA PRODUÇÃO BRASILEIRA DE GRÃOS

1. INTRODUÇÃO

O início da década de 1930 ficou marcado pela abertura da discussão sobre a disponibilidade de alimentos para a população mundial. Segundo Chonchol (2005), a maioria dos economistas da época defendiam a redução da quantidade de alimentos a serem produzidos, já que o excesso da produção estava sendo desperdiçado e, ao mesmo tempo, populações numerosas, principalmente, do continente africano, passavam fome. Sob outra perspectiva, durante as décadas de 1970 e 1980, outros elementos, como o clima e os conflitos políticos, passaram a ser relacionados, na base da discussão, com a falta de alimentos.

De acordo com a Lei de Newton, toda ação tem uma reação, o que se aplica basicamente a tudo existente na terra, inclusive, à produção agrícola. Na obra “*Limites do Crescimento*”, Meadows, Meadows e Randers (1973) explicam alguns modelos globais que podem vir a acontecer, dentre os quais, os que envolvem a produção agrícola, que são foco da discussão do presente estudo.

Meadows, Meadows e Randers (1973) destacam que, caso o mundo fosse perfeito, composto por reservas naturais ilimitadas, poluição controlada e aumento na produção agrícola, mesmo assim, o mundo entraria em colapso, pois a população mundial também iria aumentar de maneira a ascender o desequilíbrio. Os pesquisadores afirmaram ainda que, à medida que a população aumenta, a taxa de alimentos per capita diminui, causando escassez e desviando os investimentos da produção industrial para a produção agrícola. Segundo esse estudo, quando o caos atingir o máximo, ou seja, a quantidade de alimentos per capita atingir o nível de subsistência, a taxa de mortalidade aumentará, determinando assim um limite no crescimento demográfico, o que sugere que a mudança em um sistema é uma ação que tem como reação evitar o colapso.

Por conseguinte, não é de hoje que população e governantes se preocupam com a relação entre quantidade de alimentos produzidos e os efeitos do aumento populacional. Esse é o caso de Hoffman (1995), que questionava a disponibilidade de alimento para todos e argumentava que, para ter acesso aos alimentos, a população teria que dispor de renda, porém o aumento da renda levaria ao acréscimo da demanda, o que, por sua vez, ocasionaria uma crise de abastecimento, pois a velocidade de ajustamento da produção agrícola não atenderia à demanda no curto prazo e, assim, os preços iriam subir, anulando o crescimento da renda.

De acordo com Chonchol (2005), existem duas importantes teorias que tratam da disponibilidade de alimentos. A primeira sugere que a produção agrícola não conseguirá suprir as necessidades alimentares devido ao expressivo aumento populacional, à escassez da água, às perdas naturais da terra e ao avanço das cidades nas terras úteis para a agricultura. A segunda assevera que a produção irá suprir as necessidades humanas, já que o avanço tecnológico permitirá o crescimento da produção paralelamente ao crescimento das necessidades humanas.

Teoricamente, em qualquer país que desenvolva atividades agrícolas, não é apenas o avanço tecnológico que pode interferir na produção de alimentos, mas também as variáveis macroeconômicas que, hipoteticamente, são capazes de impactar a quantidade produzida. Chonchol (2005) explica que a população precisa ter rendimentos e segurança no emprego para ter acesso ao alimento, assim como, quando investe na produção agrícola, o governo vai contra a concentração de produção e renda, atingindo pequenos, médios e grandes produtores com suas políticas públicas.

No caso do Brasil, a produção agrícola vem se tornando cada vez mais importante, devido, em parte, a seu peso na composição do produto interno bruto (PIB), bem como por ser

determinante para a segurança alimentar da população. Segundo os relatórios do ano de 2015, da Companhia Nacional de Abastecimento Brasileira (CONAB), a produção de grãos chegou a 209,5 milhões de toneladas, de uma área colhida de 57,7 hectares no ano de 2015. De acordo com estimativa desse mesmo relatório, seriam colhidas, em 2016, 210,7 milhões de toneladas em uma área de 58,4 milhões de hectares, com maior representatividade de cinco grãos, sendo eles: a soja (48,13%), o milho (39,73%), o arroz (5,31%), o trigo (2,63%) e o feijão (1,57%), o que impulsionou a definição por esses grãos para realização da presente pesquisa.

Ao considerar a importância da agricultura na economia e a influência de variáveis econômicas na produção agrícola, Kich, Coronel e Vieira (2012) verificaram as influências das variáveis macroeconômicas no saldo da balança comercial do agronegócio brasileiro, no período de 1997 a 2009, e concluíram que as variáveis renda e taxa de câmbio foram as mais significativas no saldo da balança. Já Caldarelli e Bacchi (2012) pesquisaram, de uma forma mais específica, quais são os fatores que afetam as quantidades comercializadas e os preços do milho e da soja, concluindo que, dentre as variáveis macroeconômicas, a taxa de juros foi a que mais influenciou os preços dos cereais no mercado internacional, enquanto que a renda foi a variável com maior impacto na determinação do consumo, até mesmo indireto. Nesse contexto, evidenciou-se que o milho é um insumo básico da alimentação de muitas cadeias produtivas e, portanto, influenciaria na variação do preço de outros produtos agrícolas, como, por exemplo, as carnes bovina, suína e de aves.

Em especial, os estudos de Kich, Coronel, Vieira (2012) e Caldarelli e Bacchi (2012) demonstraram a importância de se avaliarem os impactos das variáveis econômicas na agricultura brasileira, o que reforça a proposta deste estudo, que é responder a seguinte questão: quais variáveis socioeconômicas mais influenciaram na produção agrícola brasileira, no período 1995-2015?

No que tange ao período definido para o estudo, 1995 a 2015, isso ocorreu devido à disponibilidade de dados de todas as variáveis dependentes e independentes pelas fontes escolhidas. Devido à produção de grãos ser medida em dados anuais, todas as outras foram coletadas anualmente. Outro ponto a se ressaltar, no período escolhido, é a implementação do Plano Real, no ano de 1994, que ocasionou estabilidade na moeda a partir do ano de 1995.

Diante da questão apresentada, esta pesquisa tem como objetivo principal verificar a influência das variáveis de ordem econômica, monetária e de renda na produção dos principais grãos cultivados no Brasil, mais precisamente, a soja, o milho, o arroz, o trigo e o feijão, e, especificamente, analisar a relação entre as variações na produção dos grãos.

Dentre os principais motivos da realização desta pesquisa, ressalta-se a carência de estudos acadêmicos relacionados a essa temática, sobretudo, os que abordam a volatilidade da produção dos principais grãos e suas relações com as variáveis de ordem econômica, monetária e de renda no Brasil. Agregado a isso, ressalta-se a necessidade do entendimento da influência das variáveis socioeconômicas sobre a produção agrícola brasileira e como os resultados da presente pesquisa podem ser utilizados para o debate/discussão sobre políticas públicas e privadas que têm relação direta com a produção agrícola no Brasil.

Além disso, é de suma importância que os órgãos reguladores que apresentam relação direta com a agricultura brasileira detenham informações mais precisas sobre o que pode influenciar na quantidade produzida dos grãos, a fim de melhorar a capacidade de previsão/planejamento de cenários e de gestão da atividade agrícola. Tornar a atividade agrícola sustentável é fundamental, assim como auxiliar os pequenos, médios e grandes produtores. Para isso, é preciso ampliar a qualidade das informações a fim de gerar mais oportunidades de acertos nas tomadas de decisões, incluindo-se a gestão de custos e o maior acesso às tecnologias que impulsionem a produção.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

É inquietante a questão do entendimento sobre quantas e quais variáveis econômicas influenciam na agricultura brasileira e como essa relação pode ser utilizada para estimar a produção das safras. Periódicos atualizam, constantemente, os dados macroeconômicos dos países, a quantidade produzida em cada safra e a análise setorial específica de complexos agroindustriais, como o da soja, do milho e do sucroalcooleiro. Entretanto, poucas publicações têm discutido especificamente a relação entre a produção agrícola do Brasil e o conjunto de variáveis de ordem monetária, econômica e de renda, o que é considerado ponto essencial na presente pesquisa.

Um estudo importante sobre essa temática é o de Serigati (2013), o qual pressupõe essa relação de variáveis macroeconômicas com a produção agrícola, além de caracterizar o setor com atributos bem peculiares que não são encontrados nos outros setores da economia. Esses atributos são: os produtos agrícolas tendem a ser homogêneos, o que dificulta criar alguma diferenciação; são produtos que não agregam valores; há grande número de produtores fazendo com que o setor se torne mais competitivo.

Em um mercado com pouca diferenciação e com inúmeros produtores, a capacidade de influenciar o preço final é limitada, porém, ao mesmo tempo, os preços são mais voláteis. Esses respondem rapidamente às variações nos níveis de oferta e de demanda e também são mais sensíveis às mudanças climáticas. Tem-se também que o mercado internacional é um influenciador direto dos preços agrícolas brasileiros. Outro fator considerado importante é a terra, que já tem sua área determinada de cultivo, podendo apenas aumentar sua produtividade ou alterar as culturas.

Desde o início de 1980, o interesse em analisar o impacto das variáveis macroeconômicas nos preços de commodities surge com Borensztein e Reinhart (1994), os quais realizaram um dos primeiros estudos envolvendo commodities não petrolíferas. No período de 1980 a 1990, as mudanças tecnológicas influenciaram na oferta mundial de commodities, além dos acordos internacionais e as políticas agrícolas e fiscais de países industrializados que também interferiram nos preços das mesmas.

Entre as primeiras políticas agrícolas brasileiras se destaca a criação da Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM) como fator de forte influência na formação dos preços das commodities. É importante ressaltar que a PGPM começa a dar sinal, na década de 1930, com o objetivo de proteger a rentabilidade dos produtores rurais, definindo o preço base para comercialização e respectiva orientação dos agricultores (OSAKI; BATALHA, 2009). Conceição (2006) aborda que, em 1995, as alterações na condução da PGPM tiveram forte influência na determinação de preços do arroz e milho. Logo após a implementação do PGPM, os preços mínimos caíram e não mantiveram relação com os preços de mercado, o que, em hipótese, pode ter sido influenciado pelas taxas de câmbio e preços internacionais.

Além da política agrícola da PGPM, que tinha a finalidade de auxiliar e proteger, emerge o crédito rural com o objetivo de financiar as atividades agrícolas para gerar uma produção maior e de qualidade. Entretanto, de acordo com Gasques e Spolador (2003), o financiamento rural, no período de janeiro de 2000 a agosto de 2002, ainda era um fator limitante ao desenvolvimento da agricultura por ser restrito a grandes produtores, não atingindo os pequenos agricultores, provocando, assim, uma redução na quantidade de grãos produzidos.

O estudo de Spolador e Meyer (2009) foi realizado a partir de uma série temporal com dados anuais, entre 1973 e 2005, e demonstrou resultados divergentes daqueles apresentados no estudo realizado por Gasques e Spolador (2003) a respeito de crédito rural. Os autores concluíram que esse mecanismo teve efeito positivo no produto agrícola e motivou maiores investimentos em máquinas, implementos e na ampliação do uso de fertilizantes e defensivos, ocasionando aumento na produção agrícola. Nesse caso, destaca-se que o horizonte temporal do estudo de Spolador e Meyer (2009) é maior do que o de Gasques e Spolador (2003) e, em

especial, aponta que, para cada 10% de aumento na oferta de crédito, aumenta-se 1,8% do produto agrícola.

Fatores como o PGPM e o crédito rural foram a ponta do *iceberg* pela busca de variáveis que influenciam os preços e as quantidades produzidas das commodities agrícolas. Brandão, Rezende e Marques (2006) analisaram, no período de 1999 a 2004, o crescimento agrícola brasileiro e perceberam que a área plantada com grãos foi significativamente expandida nesse período, principalmente, com o plantio da soja. Mas essa expansão foi sazonal devido às áreas de pastagens estarem degradadas e a maneira de recuperá-las, foi utilizando-se da plantação de soja para renovar essas áreas para, em seguida, ocupá-las novamente com a produção pecuária.

A questão de políticas macroeconômicas como influenciadora de preços obteve destaque no estudo de Gasques e Spolador (2003) que, em análise ao referente ao período de 2000 a 2002, quando o Brasil passava por maior estabilidade econômica, verificou efeitos positivos na agricultura, redução da taxa de juros e a maior disponibilidade de recursos, o que possibilitou a ampliação do volume de depósitos à vista no sistema bancário. Enquanto isso, a taxa de câmbio, que sofreu uma desvalorização de 14,3%, foi, em parte, responsável pelo aumento da produção doméstica e dos saldos crescentes da balança comercial da agricultura.

A soja e o milho tiveram uma forte interação com fatores macroeconômicos entre 1967 a 2008. A renda foi a que teve maior impacto na determinação do consumo do milho, tendo a taxa de juros impacto sobre os preços dos cereais. O preço do milho no mercado internacional, teoricamente, auxilia no processo de formação de preço brasileiro, mas, no atacado, esse preço é formado pelo excesso da demanda. Quando se tem um aumento no consumo de milho, o seu preço e o da soja aumentam, reduzindo o consumo de cereal e de soja, o que é chamado efeito complementaridade. Além disso, existe também o efeito de substituíbilidade, o qual ocorre com os choques de variáveis relacionadas ao mesmo segmento. Nesse sentido, esse efeito ocorre quando o preço do milho se eleva, tendo um aumento na sua oferta e uma redução na oferta de soja, que também terá uma elevação no seu preço devido à falta de produto no mercado (CALDARELLI; BACCHI; 2012).

O mercado da soja também foi estudado por Souza, Oliveira e Santini (2013), os quais constataram que os preços de soja recebidos, entre 2002 a 2009, pelos produtores brasileiros sofreram influências, principalmente, da taxa de câmbio e dos preços no mercado externo, sendo este último representado pelos preços na *Chicago Board Of Trade* (CBOT). Além disso, foi verificado que a apreciação do real frente ao dólar tem efeitos sobre a renda dos produtores nacionais, o que compromete a rentabilidade da atividade. Outro estudo que comprova a utilidade da taxa de câmbio para previsão dos preços das commodities agrícolas em mercados de diferentes países, mais, precisamente, Brasil, Chile, Austrália, Colômbia e Nova Zelândia, é o de Rosolen, Araújo e Lyrio (2013), os quais confirmam a existência da relação causal entre a taxa de câmbio e os preços das commodities no período 2006-2011.

A respeito de políticas públicas, merece destaque o estudo de Bitencourt *et al.* (2010), os quais explicaram que os subsídios governamentais recebidos pelos produtores de soja dos EUA contribuem para distorção dos resultados econômicos dessa atividade agrícola. Os pesquisadores constataram ainda que esses subsídios governamentais também são responsáveis pelo excesso de produção-oferta e, quando essa é colocada no mercado, levam países, como o Brasil, a obterem resultados inferiores com a venda do grão, acarretando, dessa forma, em menores índices de retorno para os produtores.

Entender o setor agrícola está longe de ser uma tarefa fácil, ainda mais quando envolve a produção de alimentos para uma população em constante crescimento. Godfray *et al.* (2010) explicam que uma solução seria disponibilizar mais terras para a agricultura, porém, nas últimas cinco décadas, a produção de grãos mais que duplicou e a quantidade de terra aumentou apenas 9%, principalmente, devido à urbanização e à produção de

biocombustíveis em terras de boa qualidade. Com isso, o plantio de alimentos terá de ser realizado a partir da mesma quantidade de terra disponibilizada atualmente, ou até em patamares inferiores. Mitchell (2008) também aponta que a combinação dos preços elevados de energia com o aumento dos preços de fertilizantes, bem como com os custos de transportes também faz com que os alimentos fiquem mais caros entre 25 e 30%.

Segundo Yu, Bessler e Fuller (2006), os custos de transporte são responsáveis por uma parcela significativa dos preços dos grãos. Os investigadores analisaram o efeito de algumas taxas no mercado de destino do milho, no período 1990-2002. A taxa de barcaças no Rio Upper, Mississippi e Illinois, bem como as taxas ferroviárias, tiveram um impacto modesto sobre o preço a curto prazo, mas, quando analisados a longo prazo, o impacto é significativamente maior. Já a taxa de frete oceânico é a que teve maior influência nos preços. No geral, as taxas de transportes são responsáveis por 40 a 65% da variação dos preços do milho no mercado interno e externo.

A respeito da produção de biocombustível, existem alguns estudos que relacionam a sua produção com o acelerado aumento dos preços dos alimentos. Esse é o caso da pesquisa de Mcnew e Griffith (2005), em que os autores assinalaram que a implantação de usinas de etanol nas proximidades das plantações de grãos geram impactos nos preços locais, muito embora não influencia os preços, uniformemente, fora dessas regiões. Outro estudo que trata dessa problemática é o de Mitchell (2008), o qual concluiu que a produção de biocombustíveis nos EUA e na União Europeia influenciou em cerca de 70 a 75% nos preços das commodities, causando, principalmente, a redução dos estoques de milho e trigo, bem como a triplicação do preço das oleaginosas, o que também contribuiu para impulsionar a demanda da produção de biodiesel. Ainda no contexto agroenergético, Rathmann, Szklo, e Schaeffer (2010) destacaram que o desenvolvimento da agroenergia alterou o uso do solo, o que motivou a elevação do preço dos alimentos no curto prazo e fez com que o maior desafio passasse a ser conciliar a produção de biocombustíveis com a produção de alimentos de forma econômica e ambientalmente sustentável. Esmaeili e Shokoohi (2011) também perceberam que preços mais altos de petróleo incentivaram a produção de outras culturas alimentares para a indústria de biocombustíveis o que ocasionou aumento dos alimentos em todo o mundo.

Dentre outros fatores que, teoricamente, influenciam o preço dos grãos, tem-se a criação de patente. De acordo com o Instituto Nacional de Propriedade Industrial (INPI), “patente é um título de propriedade temporária sobre uma invenção ou modelo de utilidade outorgado pelo Estado aos inventores ou outras pessoas físicas ou jurídicas detentoras de direito sobre a criação”. Spolador e Meyer (2009) concluíram em seu estudo que a criação de patentes interfere na quantidade produzida na agricultura e que, a cada 10% de aumento na geração de patentes agrícolas, tem-se 1,1% de aumento na produção.

Quando se fala em produção agrícola, é importante observar a ligação direta com a terra, visto que os fatores que afetam o preço da terra podem afetar diretamente o preço dos grãos. Oliveira e Ferreira (2014) estudaram os determinantes que afetam o preço da terra no Brasil e perceberam que, entre 1977 e 2008, houve uma redução do valor. De acordo com os pesquisadores, o valor do arrendamento da terra influenciou de forma positiva, enquanto que a taxa de câmbio impactou negativamente o preço da terra no Brasil. Também não foi encontrada uma relação estatisticamente significativa entre o PIB agrícola e o preço da terra, o que, segundo os autores, pode ser explicado pelo efeito de defasagem entre essas variáveis.

É importante observar também que a terra é um dos fatores que vem influenciando os preços das commodities, como demonstrado, assim como outros, conforme exposto por Bartels (2016), que realizou um estudo sobre o impacto de variáveis macroeconômicas, como taxa de juros, de câmbio, de inflação e a disponibilidade de crédito agrícola, também interferem no preço das terras de uso rural brasileiras e como elas são afetadas pelos preços e exportações das principais commodities agropecuárias, dentre as quais, o algodão, o café, a

cana-de-açúcar, o milho e a soja, além da carne bovina e a produção industrial de celulose de fibra curta. Os resultados da pesquisa apontaram que a única variável macroeconômica que apresentou uma relação equilibrada de longo prazo com o preço da terra foi a taxa básica de juros, enquanto a taxa de câmbio e a disponibilidade de crédito rural não apresentaram reação estatisticamente significativa com a mesma.

Diante do exposto, percebe-se que a maioria dos estudos tem como foco a precificação das commodities agrícolas, mas são poucos os que têm a finalidade de entender as variáveis que influenciam na quantidade produzida ou na variação da produção das mesmas. Apesar de alguns estudos abordarem a quantidade produzida de commodities agrícolas e a influência natural de fatores naturais (exemplo: climáticos) e tecnológicos que influenciam diretamente no volume produzido, verifica-se um vazio quanto à questão da influência de variáveis socioeconômicas na variação da quantidade produzida, mesmo que a literatura, em especial, a internacional, coloque essa possibilidade.

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Com a finalidade de alcançar o objetivo do presente trabalho, que é verificar a influência das variáveis de ordem econômica, monetária e de renda na produção dos principais grãos produzidos no Brasil, mais precisamente, a soja, o milho, o arroz, o trigo e o feijão, buscou-se a realização, neste estudo, de uma pesquisa descritiva do tipo quantitativa que buscasse descrever e interpretar um fenômeno por meio de métodos estatísticos.

Inicialmente, o presente estudo enfatizou a discussão/debate sobre os principais estudos científicos, o que o caracterizou também como bibliográfico, com destaque para a revisão-discussão da literatura relevante acerca do tema. De acordo com Gil (2008), esse tipo de pesquisa baseia-se, teoricamente, em materiais já elaborados, nos quais os meios de investigação ocorrem por meio de artigos científicos publicados em periódicos e eventos da área, além de revistas e jornais especializados.

A respeito da abordagem, o estudo caracteriza-se como quantitativo, visto que, conforme assevera Stevenson (2001), busca verificar a relação causal entre variáveis dependentes e independentes. Foram caracterizadas como variáveis dependentes os volumes totais produzidos dos grãos de soja, milho, arroz, trigo e feijão. Tais grãos foram escolhidos com base na produção prevista para a safra 2016 disponibilizada no site da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), que os coloca como os cinco grãos com maior representatividade em volume produzido na safra 2016.

Quanto às variáveis independentes, ambas caracterizadas como de ordem econômica, monetária e de renda, foram selecionados: o produto interno bruto, a renda média anual, a taxa básica de juros Selic, a taxa de câmbio, a taxa de desemprego, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e Índice Geral de Preços do Mercado (IGPM). Essas variáveis encontram-se descritas-caracterizadas no Quadro 1.

Quadro 1: Caracterização das variáveis independentes

Variável	Descrição	Fonte
Produto Interno Bruto (PIB)	Soma de todos os bens, produtos e serviços produzidos em uma determinada economia.	Banco Central
Renda média anual (RMA)	Rendimento anual de um trabalhador e rendimentos advindos de outras fontes.	IBGE
Taxa básica de juros (SELIC)	A taxa média ajustada dos financiamentos diários apurados no Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC) para títulos federais.	Banco Central
Taxa de câmbio (TCA)	É o preço de uma moeda estrangeira medido na moeda nacional.	Banco Central
Taxa de desemprego (TDE)	Porcentagem de trabalhadores que estão desocupados ou prontos para começar a trabalhar.	IBGE
Índice Nacional de Preços ao consumidor amplo (IPCA)	Variação dos preços para o consumidor final, que representa a perda do poder de compra.	IBGE

Índice Geral de Preços do Mercado (IGPM)	Indicador de movimento dos preços calculados mensalmente pela FGV.	Banco Central
--	--	---------------

Fontes: Banco Central (2017), IBGE (2017)

Com a finalidade de atingir o objetivo proposto, serão realizadas análises descritivas, de correlação, de estacionariedade e regressão linear múltipla. A escolha da técnica por etapas (*stepwise*), em conjunto com a regressão linear, tem como finalidade a eliminação das variáveis estatisticamente não significativas. Em suma, a partir da regressão linear múltipla, será possível verificar a elasticidade dos valores das variáveis dependentes com base nas alterações das variáveis independentes.

As séries dos dados originais foram verificadas quanto à estacionariedade, a partir da aplicação do teste de raiz unitária Dickey-Fuller (ADF- *Augmented Dickey-Fuller Tests*-1979, 1981), o qual testa a hipótese nula de existência de raiz unitária. Ao considerar os critérios de informação, bem como os valores críticos aos níveis de 1% (*) e 5%(**) dos testes ADF, não se rejeitou a hipótese nula para estacionariedade para as séries originais. Ao contrário, os testes para verificação da presença de raiz unitária nas séries de retornos, ou seja, na primeira diferença, rejeitaram, pelo teste ADF, a hipótese nula de presença de raiz unitária para todas as séries na primeira diferença. Assim sendo, foram utilizadas nos modelos de regressão múltipla as séries na primeira diferença com a finalidade de obter maior robustez nas análises de regressão linear múltipla.

O modelo geral de regressão linear múltipla aplicada à verificação da relação entre as variáveis em estudo é representado pela equação a seguir.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_p x_{pt} + u_t$$

Em que: y_t é o valor estimado da variável dependente no tempo t ; β_0 é a constante da regressão; $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ referem-se à elasticidade da variável dependente em relação às variações das independentes; e u_t é o termo de erro da regressão.

Nesta pesquisa, foram utilizados dados secundários coletados nos sites da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (Ipea) e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Optou-se ainda por coletar dados anuais do período de 20 anos, que compreende o espaço temporal do ano de 1995 a 2015, buscando abranger a maior série temporal possível, levando-se em consideração a disponibilidade dos dados referentes às safras que são disponibilizados com fechamento ou periodicidade anual. O *software SPSS (Statistical Package for the Social Sciences)* - versão 20.0 for Windows e o *EvIEWS Statistic Software 7.0* foram utilizados na análise estatística dos dados da pesquisa.

4. ANÁLISE DOS DADOS E RESULTADOS

A análise dos dados tem início com a apresentação do Gráfico 1, o qual mostra a evolução do comportamento temporal da produção dos principais grãos produzidos no Brasil, no período 1995-2015.

A partir do exposto no gráfico, percebe-se que a produção de soja e a de milho são as mais representativas no mercado brasileiro, com ambas atingindo seu ápice de produção no ano de 2014. Já o arroz, o feijão e o trigo têm suas produções praticamente constantes ao longo do período 1995-2015. Vale ressaltar que o milho, o segundo grão mais produzido no Brasil, vem perdendo espaço em algumas áreas devido ao seu alto custo de produção e em virtude das boas vendas da soja, conforme aponta a CONAB (2014).

Nota-se, ainda, que o arroz tem apresentado um crescimento no cultivo, com sua produção atingindo o ápice em 2010, com aproximadamente 14 mil toneladas produzidas. O principal Estado produtor é o Rio Grande do Sul, devido, em parte, à disponibilidade de águas nos mananciais da região, o que facilita a irrigação das lavouras e, também, devido ao melhor histórico de preços do cereal no mercado. O feijão também atingiu seu ápice em 2010, com aproximadamente 4 mil toneladas produzidas, mas a CONAB (2014) informou que sua

produção só não é maior devido às boas perspectivas para outras culturas. A produção de trigo também avançou e sua maior produção, no período selecionado para o estudo, se deu em 2015, quando atingiu 7 mil toneladas produzidas.

A respeito das variáveis independentes em estudo, essas também tiveram suas medidas centrais e desvio padrão avaliados. Esse é o caso do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), que é medido mensalmente pelo IBGE e tem a finalidade de oferecer a variação dos preços para o público final, sendo considerado o índice oficial da inflação do país. Sua maior taxa foi em 1995, chegando a 22,41%. Em 1998, obteve sua menor taxa média anual, de 1,66%. Já o Índice Geral de Preços do Mercado (IGPM), que é calculado mensalmente pela Fundação Getúlio Vargas (FGV), obteve sua maior taxa em 2002, com 25,3%, registrando deflação, em 2009, de 1,71%.

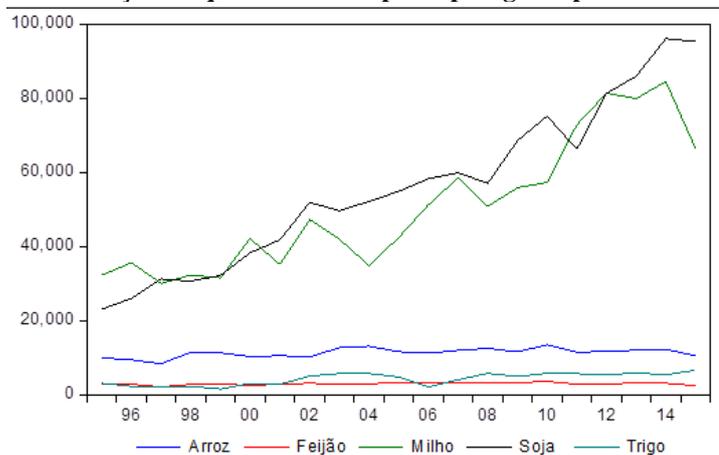
A taxa definida pelo Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC) que, de acordo com o Banco Central, é a taxa média ajustada dos financiamentos diários para títulos federais, definida a cada 45 dias pelo COPOM (Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil), também é considerada a taxa básica de juros da economia brasileira e serve para empréstimos e aplicações realizadas pelas instituições bancárias. Sobre essa taxa, destaca-se que a maior média anual foi de 39,56%, em 1995, e a menor, 7,13%, em 2013.

No Brasil, a principal moeda estrangeira utilizada nas negociações é o dólar dos Estados Unidos da América (EUA). Assim sendo, uma das variáveis selecionadas para verificar a relação com a produção de grãos foi a taxa de câmbio do dólar de venda americano divulgada pelo Banco Central do Brasil (BCB). Em 2015, foi registrada a maior taxa média anual de câmbio, mais precisamente, R\$ 3,33 por US\$ 1,00. No contexto temporal da análise, o câmbio passou a ser flutuante no Brasil em 1999. Sendo assim, o ano de 1995 foi o que apresentou a menor taxa média anual para essa moeda, sendo ela R\$ 0,92 por US\$ 1,00.

A respeito do Produto Interno Bruto, esse atingiu seu menor patamar em 1995, com R\$ 705,6 bilhões de valores correntes. Em 2015, atingiu seu maior valor, chegando a R\$ 6 trilhões em valores correntes. Apesar de, em 2015, ter sido o maior valor registrado, no período estudado, esse foi o pior resultado em termos de variação em 25 anos, com queda de 3,8% no PIB em relação ao ano anterior. Infere-se que essa queda tenha sido causada, principalmente, pelo recuo do setor industrial e de serviços, que foi de, aproximadamente, 6% e 3%, respectivamente. Nesse mesmo período, a agropecuária cresceu algo em torno de 2%.

A menor taxa de desemprego registrada no período pesquisado foi de 4,6%, no ano 1995, e a maior, em 2003, de 12,4%. Já a renda média anual do brasileiro atingiu seu menor nível no ano de 2003, com R\$ 1029,59, e o maior, em 2014, com R\$ 1737,13. Isso demonstra que, em 2003, quando o desemprego teve sua maior taxa, a renda média anual da população foi também a menor registrada, o que sugere a relação inversa entre eles.

Gráfico 1: Evolução da quantidade dos principais grãos produzidos no Brasil



Fonte: Dados da pesquisa

Após uma breve discussão sobre o comportamento das variáveis em estudo, referente ao período 1995-2015, a análise segue com a apresentação da Tabela 1, a qual apresenta as correlações lineares de *Pearson*, o que permitiu verificar se existe uma associação positiva, negativa ou nula entre as variáveis.

Sobre as correlações lineares de *Pearson* da Tabela 1, é importante destacar que essas permitiram analisar o grau de relação e direcionamento entre as variáveis. Assim sendo, observou-se que a produção de arroz apresenta associação positiva moderada com a produção de feijão ($r = 0,668$), de soja ($r = 0,505$) e de trigo ($r = 0,601$). Já o volume produzido de milho apresenta alta associação positiva com a produção de soja ($r = 0,909$) e moderada com a produção de trigo ($r = 0,656$). No que se refere à soja produzida no Brasil, essa apresenta alta correlação positiva com o trigo ($r = 0,773$). Já a produção de feijão não possui correlação estatisticamente significativa com a produção de nenhum dos demais grãos selecionados.

A respeito das variáveis econômicas, notou-se a existência de associação positiva do PIB com variáveis da produção de arroz ($r = 0,435$), milho ($r = 0,936$), soja ($r = 0,968$) e trigo ($r = 0,738$). Quanto à taxa de câmbio, essa possui associação positiva com o volume de soja ($r = 0,537$) e de trigo ($r = 0,606$). Já a taxa de desemprego apresentou associação positiva somente com a produção de arroz ($r = 0,493$).

A renda média anual também tem uma associação positiva com a produção de milho ($r = 0,778$) e de soja ($r = 0,579$). Por outro lado, pode-se observar que a taxa SELIC tem associação negativa com a produção de arroz ($r = -0,489$), de milho ($r = -0,711$), de soja ($r = -0,786$) e de trigo ($r = -0,571$). Já a produção dos grãos selecionados nesta pesquisa não apresentou relação linear estatisticamente significativa com IPCA e IGPM. No caso dos grãos, a produção de feijão não possui correlação linear estatisticamente significativa com nenhuma das variáveis socioeconômicas selecionadas.

Tabela 1- Teste de Correlação

	Arroz	Feijão	Milho	Soja	Trigo	IPCA	IGPM	SELIC	TCA	TDE	RMA	PIB
Arroz	1	0,668*	0,390	0,505**	0,601*	-0,316	-0,189	-0,489**	0,397	0,493**	0,180	0,435**
Feijão		1	0,238	0,279	0,279	-0,138	-0,086	-0,293	0,110	0,204	0,166	0,196
Milho			1	0,909*	0,656*	-0,232	-0,310	-0,711*	0,275	-0,181	0,778*	0,936*
Soja				1	0,773*	-0,267	-0,293	-0,786*	0,537**	0,069	0,579*	0,968*
Trigo					1	0,013	-0,084	-0,571*	0,606*	0,224	0,265	0,738*
IPCA						1	0,619*	0,671*	-0,019	-0,260	-0,215	-0,221
IGPM							1	0,328	0,153	-0,128	-0,368	-0,323
SELIC								1	-0,447**	-0,152	-0,412	-0,718*
TCA									1	0,633*	-0,213	0,381
TDE										1	-0,528**	-0,082
RMA											1	0,670*
PIB												1

Fonte: Dados da pesquisa

Notas: (IPCA) Índice de inflação, (IGPM) Índice geral de preços do mercado, (SELIC) Taxa Selic, (TCA) Taxa de Câmbio, (TDE) Taxa de Desemprego, (RMA) Renda Média Anual, (PIB) Produto interno bruto, (*) significante em nível de 1 % e (**) significante ao nível de 5%.

Com vistas a atingir o objetivo principal, que envolve a relação entre as variáveis dependentes (volume de grãos produzidos no Brasil) e independentes (socioeconômicas), o estudo segue com a apresentação dos resultados alcançados a partir da aplicação da regressão linear múltipla. Os modelos de regressão foram penalizadas quanto ao grau de explicação, conforme valores dos Critérios de Informação de Akaike (AIC) e de Bayesiano de Schwarz (SBC). De acordo com ambos os critérios, quanto menor é o valor do critério de informação, melhor é o modelo, se comparado aos demais. Diante desse fato, optou-se pela regressão linear múltipla por etapas, tanto para se chegar ao objetivo principal, quanto ao específico. Nove modelos foram selecionados para atingimento do objetivo geral, enquanto que, para o alcance do objetivo específico, foram selecionados 7 modelos.

A Tabela 2 apresenta, inicialmente, os dois modelos de regressão selecionados, a partir da seleção por etapas, para explicar as variações do volume produzido de arroz. O primeiro modelo selecionado, M1_A, é composto pela variável independente taxa de desemprego que, individualmente, é capaz de explicar, aproximadamente, 20% da variação da produção de

arroz. A elasticidade da variação da produção de arroz quanto às alterações da taxa de desemprego é de ($\beta = 0,493$). Isso assinala que a produção de arroz está associada positivamente às variações na taxa de desemprego e que um possível aumento de 1%, na variação da taxa de desemprego causaria um acréscimo de 0,49% na variação da produção brasileira de arroz.

Do modelo M1_A para o M1_B, tem-se a inclusão de apenas uma variável, qual seja, a renda média anual do trabalhador brasileiro que agrega, aproximadamente, 25% a explicação obtida em M1_A para as variações da produção de arroz e permite, portanto, que se chegue a algo em torno de 45% conforme pode ser verificado pelo valor do R^2 ajustado do Modelo M1_B. O modelo M1_B assinala ainda a relação positiva entre a taxa de desemprego e a renda média com a variação da produção de arroz no Brasil. O modelo M1_B sugere ainda que uma hipotética alteração de 1% na taxa de desemprego e na renda média anual de um trabalhador no Brasil acarretaria em um aumento de 0,816% e 0,611%, respectivamente, na variação da produção de arroz.

Os resultados encontrados corroboram o de Rampinelli (2011), que abrange o período 1975-2007 e que aponta que a renda é influenciadora do consumo de arroz. Nesse trabalho, o pesquisador informa que o ápice desse consumo atingiu famílias situadas na faixa de renda entre R\$ 830,00 e R\$ 1245,00, sendo que, acima dessa faixa, o consumo apresenta quedas. Diante disso, o estudo sugere que o arroz é um produto tido como de primeiríssima necessidade para famílias com baixo rendimento. Conclui-se ainda que, no Brasil, uma possível variação de 1% na renda elevaria em 0,383% a quantidade demandada de arroz.

Diferentemente do resultado encontrado na presente pesquisa, o estudo de Conceição (2006) conclui que variáveis econômicas interferem no preço e não na produção. Além disso, o estudo apontou que, logo após a implementação do Programa de Garantia de Preços Mínimos (PGPM), as variáveis que mais influenciaram os preços do arroz e milho foram as taxas de câmbio e os preços internacionais.

No modelo M1_C, que se refere à variável dependente volume produzido de milho, apenas o PIB explica 87%, aproximadamente, da variação da produção desse grão no Brasil. A elasticidade estimada para a variação da produção de milho quanto às alterações do PIB é de ($\beta = 0,936$). Esse resultado indica que a produção de milho apresenta uma alta associação positiva com a variação do PIB, ou seja, uma provável ampliação de 1% na variação do PIB causaria um aumento de, aproximadamente, 0,94% na variação da produção do milho no Brasil.

Ainda a respeito da produção de milho, no modelo M1_D, tem-se a inclusão da variável independente renda média anual, o que permite que a explicação das variações na produção dessa commodity passe a ser de, aproximadamente, 91%. No modelo M1_D, verifica-se uma relação positiva entre o PIB e a renda média anual com a variação da produção de milho, sugerindo que uma variação de 1% no PIB e na renda média anual ocasionaria, respectivamente, um aumento de 0,753% e 0,273% na variação da produção de milho.

Esse resultado vai ao encontro com os da pesquisa de Caldarelli e Bacchi (2012), que mostraram que a soja e o milho apresentaram fortes interações com fatores macroeconômicos no período 1967-2008. De acordo com essa investigação, o milho tem seu consumo determinado pela renda, sendo o seu preço influenciado pelos preços internacionais; já a taxa de juros impacta tanto nos preços do milho, quanto nos da soja. Além disso, o estudo mostrou que, quando o preço do milho se eleva, sua oferta aumenta, ocasionando a redução na oferta e o aumento no preço da soja.

Para verificação das variações no volume produzido de soja, foram selecionados três modelos. No primeiro modelo, M1_E, apenas o PIB explica 93% da produção de soja no Brasil. Já a elasticidade da variação da produção de soja quanto às alterações do PIB é de ($\beta = 0,968$).

Esse dado sugere que o aumento de 1% na flutuação do PIB ampliaria em 0,968% a variação da produção brasileira de soja.

No modelo M1_F, tem-se a inclusão da variável taxa de câmbio e, assim, passa-se a explicar 96,7% das variações na produção de soja. Já no modelo M1_G, tem-se a inserção da taxa SELIC, permitindo que o grau de explicação passe a ser de 97,3%, ou seja, do modelo M1_E para o M1_G, agrega-se, aproximadamente, 4% de explicação à variação produção brasileira de soja. De acordo com o modelo M1_G, são fortes os indícios de que a variação do PIB e da taxa de câmbio está relacionada positivamente com a produção de soja, estando o aumento de 1% deles positivamente associado a um acréscimo de 0,812% e 0,171% na variação da produção de soja. Todavia, um possível aumento de 1%, na variação da taxa SELIC ocasionaria uma queda de 0,127% na variação da produção da soja no Brasil.

Os resultados da pesquisa corroboram o estudo de Souza, Oliveira e Santini (2013), os quais apontaram que o preço da soja, no período 2002-2009, foi influenciado, principalmente, pela taxa de câmbio e pelos preços no mercado externo, com base na CBOT. Outro estudo que comprova que a taxa de câmbio influencia os preços das commodities é o de Rosolen, Araújo e Lyrio (2013), que confirmaram a existência da relação causal entre a taxa de câmbio e os preços no período 2006-2011.

Em contraponto, Gasques e Spolador (2003) apontaram que a redução da taxa de câmbio induziu o aumento da produção doméstica e os saldos crescentes da balança comercial da agricultura no período 2000-2002. É importante ressaltar que a produção da soja nos EUA recebe subsídios governamentais, de acordo com o estudo de Bitencourt *et al.* (2010). Isso pode ocasionar excesso de produção, distorcendo os resultados econômicos da atividade agrícola brasileira.

A respeito da variável dependente volume produzido de trigo no Brasil, foram selecionados dois modelos de regressão. No primeiro, M1_H, apenas o PIB explica 52% da variação na produção brasileira desse grão. A elasticidade da variação da produção de trigo quanto às alterações do PIB é de ($\beta = 0,738$), ou seja, a cada aumento de 1% na variação do PIB, aumentaria 0,738% na variação da produção brasileira de trigo.

Do modelo M1_H para o M1_I, tem-se a inclusão da renda média anual, agregando 11% na explicação da variação da produção do trigo, conforme R²_{ajustado} do modelo M1_I. O modelo M1_I mostra a relação positiva do PIB e da renda média anual com a variação da produção do trigo no Brasil. De acordo com esse modelo, sugere-se ainda que o aumento de 1% no PIB e na renda média anual ocasionaria um acréscimo de 0,593% e 0,381% na variação da produção brasileira de trigo, respectivamente.

Nessa linha de pesquisa, o estudo de Mitchell (2008) concluiu que a produção de biocombustíveis, nos EUA e na União Europeia, influenciou em cerca de 70 a 75% os preços das commodities, o que causou a redução nos estoques de milho e trigo. Assim sendo, espera-se que a diminuição dos estoques pode levar a alterações no volume produzido nas safras seguintes.

A respeito das variações da produção de feijão e sua relação com as variáveis socioeconômicas em estudo, é importante ressaltar que a mesma foi coerente com o teste de correlação, ou seja, também não ocorreu nenhuma relação estatística, considerando o nível de significância de 1% e 5%, com as variáveis independentes.

Tabela 2 – Modelos de regressão selecionados para análise de influência das variáveis socioeconômicas na variação da produção grãos brasileira

Arroz										
Modelos	Variável	Coefficiente B	Erro Padrão	Est. t	p-valor Est. t	R ²	R ² _{aj.}	DW	AIC	SBC
M 1 _A	Constante	9173,562	946,339	9,694	0,000	0,243	0,203	1,24	16,972	17,071
	TDE	0,493**	120,514	2,469	0,023					
M 1 _B	Constante	2506,21	2257,237	1,110	0,281	0,511	0,457	1,759	16,628	16,777
	TDE	0,816*	117,115	4,204	0,001					
	RMA	0,611*	1,331	3,148	0,006					

Milho										
Modelos	Variável	Coefficiente β	Erro Padrão	Est. t	p -valor Est. t	R ²	R ^{2aj}	DW	AIC	SBC
M 1 _C	Constante	25274,077	2607,835	9,692	0,000	0,876	0,869	1,674	20,450	20,549
	PIB	0,936*	0,000	11,584	0,000					
M 1 _D	Constante	-2336,306	9520,130	-0,245	0,809	0,917	0,908	1,617	20,144	20,293
	PIB	0,753*	0,000	8,226	0,000					
	RMA	0,273*	8,834	2,980	0,008					
Soja										
Modelos	Variável	Coefficiente β	Erro Padrão	Est. t	p -valor Est. t	R ²	R ^{2aj}	DW	AIC	SBC
M 1 _E	Constante	23094,922	2318,093	9,963	0,000	0,937	0,934	1,032	20,214	20,314
	PIB	0,968*	0,000	16,850	0,000					
M 1 _F	Constante	12571,713	2867,454	4,384	0,000	0,970	0,967	2,116	19,562	19,711
	PIB	0,893*	0,000	20,333	0,000					
	TDA	0,197*	1437,032	4,473	0,000					
M 1 _G	Constante	22709,39	5045,125	4,501	0,000	0,977	0,973	2,509	19,379	19,578
	PIB	0,812*	0,000	15,467	0,000					
	TDA	0,171*	1336,342	4,180	0,001					
	SELIC	-0,127**	159,752	-2,334	0,032					
Trigo										
Modelos	Variável	Coefficiente β	Erro Padrão	Est. t	p -valor Est. t	R ²	R ^{2aj}	DW	AIC	SBC
M 1 _H	Constante	2552,262	457,526	5,578	0,000	0,544	0,520	1,093	16,969	17,068
	PIB	0,738*	0,000	4,764	0,000					
M 1 _I	Constante	1060,110	701,815	1,511	0,148	0,668	0,631	1,445	16,747	16,896
	PIB	0,593*	0,000	4,038	0,001					
	TDA	0,381**	351,717	2,591	0,018					

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: Taxa de desemprego (TDE); Renda média anual (RMA); Produto Interno Produto (PIB); Taxa de Câmbio (TDA); Taxa SELIC; Durbin-Watson (DW); Critérios de informação de Akaike (AIC); Bayesiano de Schwarz (SBC); (*) significante em nível de 1 % e (**) significante ao nível de 5%.

Para atender o objetivo específico deste trabalho, foi aplicada a regressão linear múltipla com a finalidade de avaliar a relação entre os volumes de grãos produzidos no Brasil. Pode-se visualizar, na Tabela 3, os modelos selecionados pela técnica por etapas, conforme proposto no item 2 do presente artigo. Para verificação da relação entre o volume produzido de arroz com a produção dos demais grãos, dois modelos de regressão foram selecionados, M2_A e M2_B. No modelo M2_A, apenas o feijão explica 42% da variação na produção brasileira de arroz. A elasticidade da variação da produção de arroz, quanto às alterações da produção de feijão, é de ($\beta = 0,668$). Assim sendo, um possível aumento de 1%, na variação da produção do feijão, acarretaria em um aumento de 0,668% da variação da produção brasileira de arroz.

O modelo M2_B inclui também o volume produzido de trigo, o que explica a variação do volume produzido de arroz para 59%. Ainda, verifica-se a relação positiva entre o feijão e o trigo com a variação da produção do arroz no Brasil. Sugere-se ainda que uma hipotética alteração de 1% da produção de feijão e trigo acarretaria, respectivamente, em um aumento de 0,542% e 0,449% na variação da produção de arroz.

Quanto ao volume produzido de feijão, conforme pode ser visualizado no modelo M2_C da Tabela 3, apenas a variação da produção de arroz é capaz de explicar 42% das variações da produção brasileira de feijão. Ao observar a elasticidade da produção de feijão quanto às alterações na produção de arroz ($\beta = 0,668$), como explicitado no modelo M2_C, sugere-se que a variação de 1% na produção de arroz levaria a um aumento de 0,668% na variação da produção brasileira de feijão. Uma situação hipotética, que demonstra uma relação entre arroz, feijão e trigo, é colocada pela CONAB, que explica que esses grãos necessitam de boa fertilidade no solo e produção irrigada, exigindo um manejo eficiente da água (AGRICULTURA, 2016).

A respeito da variação da produção brasileira de milho, de acordo com o modelo M2_D da Tabela 3, apenas a modificação na produção de soja explica, aproximadamente, 82% das flutuações na produção brasileira de milho. A elasticidade da variação da produção de milho quanto às alterações da produção de soja é de ($\beta = 0,727$), ou seja, um provável aumento de

1% na oscilação da produção de soja acarretaria no aumento de 0,727% na alteração da produção brasileira de milho.

No modelo M2_E, que se refere à variável dependente volume produzido de soja, nota-se que as variações na produção de milho explicam 82% das flutuações na produção de soja no Brasil. A elasticidade da oscilação da produção de soja, quanto às alterações da produção de milho, é de ($\beta = 0,909$), ou seja, a cada acréscimo de 1% na modificação da produção de milho, tem-se um aumento de 0,909% na variação da produção brasileira de soja.

Do modelo M2_E para o M2_F, tem-se a inclusão da variável volume produzido do trigo, o que amplia a explicação para 87% das variações da produção da soja. Além disso, conclui-se pela existência de uma relação positiva entre a produção de milho e trigo com a variação da produção da soja no Brasil. Supõe-se ainda que a variação de 1% na produção de milho e de trigo ocasionaria um aumento de 0,706% e 0,311% na produção de soja, respectivamente.

Em contraponto, a consultoria especializada em Agronegócios no Brasil, a Agroconsult, explica que a relação de preços entre soja e milho está próxima de 2 para 1, o que ocorre quando uma saca de soja vale duas sacas de milho (PAKULSKI, 2017). Assim, é possível inferir que a produção de soja e de milho é influenciada pelo preço dos mesmos, já que, quando a soja está valorizada, sua produção aumenta, diminuindo, conseqüentemente, a produção de milho, e vice versa.

Para a variável dependente volume produzido de trigo, foi selecionado o modelo M2_G, em que apenas as alterações no volume produzido de soja explica, aproximadamente, 58% da oscilação da produção do trigo. A elasticidade da variação da produção de trigo, quanto às alterações da produção de soja, é de ($\beta = 0,773$), ou seja, um possível aumento de 1%, na flutuação da produção de soja, levaria a um acréscimo de 0,773% na modificação da produção brasileira de trigo.

Tabela 3 – Modelos de regressão selecionados para relação entre os volumes de grãos produzidos no Brasil

Arroz										
Modelos	Variável	Coefficiente <i>B</i>	Erro Padrão	Est. <i>T</i>	<i>p</i> -valor Est. <i>t</i>	R ²	R ^{2aj.}	DW	AIC	SBC
M 2 _A	Constante	4396,379	1810,943	2,428	0,025	0,445	0,416	1,354	16,659	16,759
	Feijão	0,668*	0,583	3,910	0,001					
M 2 _B	Constante	4184,832	1517,883	2,757	0,013	0,632	0,591	1,880	16,345	16,495
	Feijão	0,542*	0,509	3,641	0,002					
	Trigo	0,449*	0,116	3,017	0,007					
Feijão										
Modelo	Variável	Coefficiente <i>B</i>	Erro Padrão	Est. <i>T</i>	<i>p</i> -valor Est. <i>t</i>	R ²	R ^{2aj.}	DW	AIC	SBC
M 2 _C	Constante	849,201	574,755	1,478	0,156	0,446	0,417	1,580	14,203	14,302
	Arroz	0,668*	0,050	3,910	0,001					
Milho										
Modelo	Variável	Coefficiente β	Erro Padrão	Est. <i>T</i>	<i>p</i> -valor Est. <i>t</i>	R ²	R ^{2aj.}	DW	AIC	SBC
M 2 _D	Constante	9990,868	4591,033	2,176	0,042	0,827	0,818	1,241	20,783	20,883
	Soja	0,909*	0,076	9,525	0,000					
Soja										
Modelos	Variável	Coefficiente β	Erro Padrão	Est. <i>T</i>	<i>p</i> -valor Est. <i>t</i>	R ²	R ^{2aj.}	DW	AIC	SBC
M 2 _E	Constante	-1637,925	6403,100	-0,256	0,801	0,827	0,818	1,106	21,230	21,329
	Milho	0,909*	0,119	9,525	0,000					
M 2 _F	Constante	-7339,369	5781,331	-1,269	0,220	0,882	0,869	1,443	20,943	21,092
	Milho	0,706*	0,134	6,572	0,000					
	Trigo	0,311*	1,466	2,893	0,010					
Trigo										
Modelo	Variável	Coefficiente β	Erro Padrão	Est. <i>t</i>	<i>p</i> -valor Est. <i>t</i>	R ²	R ^{2aj.}	DW	AIC	SBC
M 2 _G	Constante	1216,787	640,138	1,901	0,073	0,598	0,577	1,414	16,843	16,942
	Soja	0,773*	0,011	5,318	0,000					

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: Durbin-Watson (DW); Critérios de informação de Akaike (AIC); Bayesiano de Schwarz (SBC); (*) significante em nível de 1% e (**) significante ao nível de 5%.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como objetivo principal verificar a influência de variáveis de ordem econômica, monetária e de renda na produção dos principais grãos cultivados no Brasil, entre 1995 e 2015, mais precisamente a soja, o milho, o arroz, o trigo e o feijão. O objetivo específico foi analisar a relação entre a produção dos grãos entre si.

A partir da aplicação da análise de regressão linear múltipla, apoiada pela técnica por etapas, foi possível atingir o objetivo principal da pesquisa. Para tanto, selecionaram-se os modelos estatisticamente melhores ajustados para explicar as variações da produção de grãos no Brasil.

Diante dos resultados da pesquisa, concluiu-se que a variação da produção brasileira de arroz é significativamente explicada pelas alterações na taxa de desemprego e na renda média anual do trabalhador brasileiro. Já a variação da produção brasileira de milho é expressivamente explicada pelas modificações ocorridas no PIB e na renda média anual do trabalhador brasileiro.

Concluiu-se ainda que a variação da produção brasileira de soja é quase totalmente explicada pelas alterações do PIB, da taxa de câmbio e da taxa SELIC. Quanto à variação da produção brasileira de trigo, essa foi significativamente explicada pelas modificações ocorridas no PIB e na taxa de câmbio, durante o período em análise. De acordo com os resultados da pesquisa, a variação da produção brasileira de feijão não é estatisticamente explicada pela variação de nenhuma das variáveis socioeconômicas em estudo.

Quanto ao objetivo específico, que foi analisar a relação entre a produção dos grãos entre si, verificou-se, inicialmente, que a variação da produção brasileira de arroz é significativamente explicada pelas alterações na produção de feijão e trigo, enquanto que a variação na produção brasileira de feijão se dá, em grande parte, pelas alterações ocorridas na produção de arroz.

Os resultados da pesquisa permitiram concluir ainda que as variações na quantidade de milho produzida no Brasil são significativamente explicadas pelas variações na produção de soja. Já as variações na produção brasileira de soja são explicadas, em grande parte, pelas variações na produção de milho e trigo. Por fim, a investigação sugere que a variação na produção brasileira de trigo é fortemente associada às variações da produção de soja.

No que tange à teoria, importante destacar que este estudo teve como suporte artigos e periódicos que tratam de pesquisas, cuja finalidade é entender quais variáveis influenciam no preço dos grãos e não nas quantidades produzidas. Esse fator, de certa forma, demonstrou a importância da investigação científica em busca do aprofundamento das discussões a respeito do impacto das variáveis socioeconômicas na produção de alimentos, no caso desta pesquisa, especificamente de grãos, além da possibilidade do avanço das informações aqui obtidas para o desenvolvimento de políticas públicas voltadas para a agricultura.

Para estudos posteriores, sugere-se a inclusão de variáveis independentes com suporte teórico que possam explicar um percentual maior da produção, em especial, buscando explicações para as variações no volume produzido de grãos que não conseguiram grau significativo de relação estatística, como é o caso do feijão. Sugere-se ainda a verificação do impacto das variáveis socioeconômicas em outros alimentos, como hortifrútiis, carnes e outros. Além disso, é de suma importância a aplicação de outros métodos de análise que podem vir ou não a confirmar as conclusões deste estudo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

SOCIEDADE NACIONAL DE AGRICULTURA – SNA. **Culturas de arroz, feijão e trigo têm muito espaço para crescer, indica estudo da Conab**. 2016. Disponível em: <<http://sna.agr.br/culturas-de-arroz-feijao-e-trigo-tem-muito-espaco-para-crescer-indica-estudo-da-conab/>>. Acesso em: 01 jul. 2017.

- BARTELS, M. C. **Influência das principais commodities agropecuárias e de variáveis macroeconômicas sobre os preços da terra agrícola no Brasil**. 2016. 68 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia, Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2016.
- BITENCOURT, M. B.; TOMAS, R. N.; SPROESSER, R. L.; CAMPEÃO, P.; LUCENA, R. M. Competitividade na produção da soja em grão entre Brasil e EUA: uma análise utilizando a matriz de análise de política (MAP). In: SOBER: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 48, 2010, **Anais...Campo Grande**. 2010. p. 1-17.
- BORENSZTEIN, E.; REINHART, C. M. The macroeconomic determinants of commodity prices. **Staff Papers - International Monetary Fund**, Washington, v. 41, n. 2, p.236-261, jun. 1994.
- BRANDÃO, A. S. P.; REZENDE, G. C.; MARQUES, R. W. C. Crescimento agrícola no período 1999/2004: a explosão da soja e da pecuária bovina e seu impacto sobre o meio ambiente. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 10, n. 2, p.249-266, abr./jun. 2006.
- CALDARELLI, C. E.; BACCHI, M. R. P. Fatores de influência no preço do milho no Brasil. **Nova Economia**, Brasília, v. 22, n. 1, p.141-164, jan./abr. 2012.
- CANAL RURAL. **Conab estima safra de grãos 2013/2014 em 195,9 milhões de toneladas**. Disponível em: <http://www.canalrural.com.br/noticias/agricultura/conab-estima-safra-graos-2013-2014-1959-milhoes-toneladas-25407>. Acesso em: 05 de jun. de 2017.
- CARVALHO, H. **[IPCA e IGP-M] Dados históricos, sazonalidade, metas de inflação no Brasil e muito mais...** Disponível em: <http://hcinvestimentos.com/2011/02/21/ipca-igpm-inflacao-historica/?hvid=NcSFP>. Acesso em: 29 de jun. de 2017.
- CHONCHOL, J. A soberania alimentar. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 19, n. 55, p.33-48, mai. 2005.
- CONCEIÇÃO, J. C. P. R. A influência de variáveis de mercado e de programas governamentais na determinação dos preços de produtos agrícolas. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada: texto para discussão 1221**, Brasília, p.1-17, out. 2006
- COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. Safra 2015/16. **Acompanhamento da Safra Brasileira de Grãos**, Brasília, v. 3, n. 3, p.1-154, dez. 2015.
- ESMAEILI, A.; SHOKOOHI, Z. Assessing the effect of oil price on world food prices: Application of principal component analysis. **Energy Policy**, v. 39, n. 2, p.1022-1025, fev. 2011.
- GASQUES, J. G.; SPOLADOR, H. F. S. Taxa de juros e políticas de apoio interno à agricultura. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada: texto para discussão 952**, Brasília, p.1-33, abr. 2003.
- GIL, A. C.; **Como elaborar projetos de pesquisa**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2008.
- GODFRAY, H. C. J.; BEDDINGTON, J. R. B.; CRUTE, I. R.; HADDAD, L.; LAWRENCE, D.; MUIR, J. F.; PRETTY, J.; ROBINSON, S.; THOMAS, S. M.; TOULMIN, C. Food Security: The Challenge of Feeding 9 Billion People. **Science**, Washington, v. 327, n. 5967, p.812-818, 28 jan. 2010. American Association for the Advancement of Science (AAAS).
- HOFFMANN, R. Segurança alimentar: pobreza, insegurança alimentar e desnutrição no Brasil. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 24, n. 9, p.158-172, mai.1995.

INSTITUTO NACIONAL DE PROPRIEDADE INDUSTRIAL – INPI. O que são patentes? Disponível em: <http://www.inpi.gov.br/servicos/perguntas-frequentes-paginas-internas/perguntas-frequentes-patente>. Acesso em: 24 de abril de 2017.

KICH, T. G. F.; CORONEL, D. A.; VIEIRA, K. M. Determinantes da balança comercial do agronegócio brasileiro: análise da influência das variáveis macroeconômicas no período de 1997 a 2009. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 42, n. 4, p.54-67, jul./ago. 2012.

MCNEW, K.; GRIFFITH, D. Measuring the impact of ethanol plants on local grain prices. **Review Of Agricultural Economics**, v. 27, n. 2, p.164-180, jun. 2005.

MEADOWS, D. H.; MEADOWS, D. L.; RANDERS, J.; BEHRENS III, W. W. **Limites do crescimento**, São Paulo: Editora Perspectiva AS, 1973.

MITCHELL, D. A note on rising food prices (July 1, 2008). **World Bank Policy Research Working Paper Series**, 2008.

OLIVEIRA, N. A. P.; FERREIRA, L. R. Determinantes do preço da terra no Brasil. **Política Agrícola**, Brasília, n. 4, p.58-75, out./dez. 2014.

OSAKI, M.; BATALHA, M. O. Efeito da política de garantia de preços mínimos (PGPM) na comercialização de milho e soja nas cinco regiões geográficas do Brasil. In: SOBER: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 47, 2009, **Anais...** Porto Alegre: 2009. p. 1 – 20.

PAKULSKI, L. **Agroconsult: relação de preço soja e milho indica redução de área do cereal**. 2017. Disponível em: <<http://www.faespsenar.com.br/leitura-conteudo/00025068/M00024>>. Acesso em: 01 jul. 2017.

RATHMANN, R.; SZKLO, A.; SCHAEFFER, R. Land use competition for production of food and liquid biofuels: An analysis of the arguments in the current debate. **Renewable Energy**, v. 35, n. 1, p.14-22, jan. 2010.

RAMPINELLI, T. **Análise da dinâmica do setor de arroz no Brasil**: uma estimativa das funções de oferta e demanda para o período de 1975 a 2007. 2011. 71 f. Monografia (Especialização) - Curso de Ciências Econômicas, Economia e Relações Internacionais, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2011.

ROSOLEN, D.; ARAÚJO, M. V.; LYRIO, M. Previsão dos preços de commodities por meio das taxas de câmbio. **Revista de Estudos Econômicos: USP**, São Paulo, v. 43, n. 04, p.813-830, ago./out. 2013.

SERIGATI, Felipe. Análise econômica: A macroeconomia da agricultura. **Agroanalysis**, Rio de Janeiro, p.15-16, jan. 2013.

STEVENSON, W. J. **Estatística aplicada à administração**. São Paulo: Harbra, 2001. 491 p.

SOUZA, G. R.; OLIVEIRA, S. C.; SANTINI, G. A. A influência do prêmio de exportação, da taxa de câmbio e dos preços externos sobre o preço da soja no Brasil. **Latin American Journal Of Business Management**, Taubaté, v. 4, n. 1, p.85-103, jan./jun. 2013

SPOLADOR, H. F. S.; MEYER, L. Os efeitos do crédito rural e da geração de patentes sobre a produção agrícola brasileira. In: SOBER: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 47, 2009, **Anais...** Piracicaba: 2009. p. 1-15

YU, T.; BESSLER, D. A.; FULLER, S. W. The influence of transportation rates on grain prices: a dynamic analysis. **The Journal Of The Transportation Research Forum: (JTRF)**. New York, p. 23-25. mar. 2006.