

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO  
CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE - CAA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PPGECON

**ARNALDO JÚNIOR ALVES TENÓRIO**

**AVALIAÇÃO DO IMPACTO DO AUMENTO DOS CUSTOS COM INSUMOS  
NO VALOR BRUTO DA PRODUÇÃO BRASILEIRA DE MILHO, SOJA E  
TRIGO**

Caruaru

2018

**ARNALDO JÚNIOR ALVES TENÓRIO**

**AVALIAÇÃO DO IMPACTO DO AUMENTO DOS CUSTOS COM INSUMOS  
NO VALOR BRUTO DA PRODUÇÃO BRASILEIRA DE MILHO, SOJA E  
TRIGO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECON) da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia Agrícola.

Orientador: Prof. Dr. Emanuel de Souza Barros

Caruaru

2018

Catálogo na fonte:  
Bibliotecária – Paula Silva CRB/4 - 1223

T311a Tenório, Arnaldo Júnior Alves.  
Avaliação do impacto do aumento dos custos com insumos no valor bruto da produção brasileira de milho, soja e trigo. / Arnaldo Júnior Alves Tenório. – 2018.  
63 f.; il.: 30 cm.

Orientador: Emanuel de Souza Barros.  
Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Pernambuco, CAA, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2018.  
Inclui Referências.

1. Valor (Economia). 2. Economia agrícola (Brasil). 3. Produtividade agrícola (Brasil).  
4. Milho (Brasil). 5. Soja (Brasil). 6. Trigo (Brasil). I. Barros, Emanuel de Souza (Orientador). II. Título.

330 CDD (23. ed.)

UFPE (CAA 2018-033)

ARNALDO JÚNIOR ALVES TENÓRIO

**AVALIAÇÃO DO IMPACTO DO AUMENTO DOS CUSTOS COM INSUMOS  
NO VALOR BRUTO DA PRODUÇÃO BRASILEIRA DE MILHO, SOJA E  
TRIGO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECON) da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovado em 27 de fevereiro de 2018.

**BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Emanuel de Souza Barros (Orientador)  
Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)

---

Prof. Dr. Jorge Henrique Norões Viana (Examinador Interno)  
Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)

---

Profa. Dra. Cynthia Xavier de Carvalho (Examinadora Externa)  
Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)

---

Profa. Dra. Cristiane Soares de Mesquita (Examinadora Externa)  
Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE)

Dedico este trabalho a minha esposa Edlane, que me incentivou desde a seleção até este momento, compreendendo minhas ausências e nunca me permitindo desistir. E dedico também a minha filha Cecília que mesmo tão pequena compreendeu que o papai precisa viajar e, quando não, se trancar no escritório para estudar.

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço primeiramente a Jeová Deus que me deu a vida e saúde.

Ao Banco do Brasil S/A que permitiu que me ausentasse do expediente de trabalho para frequentar as aulas e poder me dedicar a este trabalho.

Aos colegas que me incentivaram e me ajudaram nos desafios do curso.

Ao colega Diego, em especial, que me abrigou sempre que precisei dormir em Caruaru.

Ao meu orientador Prof. Dr. Emanuel de Souza Barros que acreditou em mim desde o início.

## RESUMO

O presente estudo avalia o impacto de aumentos nos gastos reais com insumos no valor bruto da produção (VBP) de lavouras brasileiras selecionadas. Para tanto, usou o método de regressão aplicada a dados em painel de efeitos fixos, efeitos aleatórios e o método de regressão em dois estágios com o uso de variáveis instrumentais. A base de dados abrange o período entre as safras de 1997/1998 e 2016/2017 distribuído entre estados das regiões Nordeste, Centro-Oeste e Sul. Nos três modelos estimados foi evidenciado uma relação negativa entre o VBP e o gasto real com insumos, e as estimações em dois estágios indicaram que a magnitude deste impacto pode estar sendo subestimada pela presença de endogeneidade, de modo que o impacto no VBP passaria de algo em torno de -0,25% para -0,50% para cada aumento de 1% nos custos reais com esses insumos. A relação negativa entre as variáveis em análise mostra que a situação do produtor rural pode se tornar mais difícil ao longo do tempo, levando-o a aumentar a área plantada ano após ano para permanecer com mesmo padrão econômico na atividade.

Palavras-chaves: Valor bruto da produção. Insumos. Commodity agrícola. Endogeneidade.

## **ABSTRACT**

This study evaluates the impact of the increases in real expenditures with inputs in the gross value of production (VBP) of three Brazilian agricultural commodities. Therefore, it used the regression method applied to fixed effects panel data, random effects and the two-stage least squares with the use of instrumental variables. The database covers the harvest period from 1997/1998 to the 2016/2017 crop distributed between the Northeast, Midwest and South regions. So a negative relationship between VBP and real expenditures with inputs was evidenced, and two-stage estimates indicated that the magnitude of this impact may be underestimated by the presence of endogeneity, so that the impact on VBP would change from something around -0.25% to -0.50% for each 1% increase in real costs with these inputs. The negative relationship between the variables under analysis shows that the situation of the farmer can become more difficult over time, leading him to increase the area planted year after year to remain with the same economic standard in the activity.

**Keywords:** Gross value of production. Inputs. Agricultural commodity. Endogeneity.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 - Preços da Soja e do Milho e do Trigo no Mercado Internacional (Série Histórica).....	16
Gráfico 2 - Produtividade do Milho X Fertilizantes por Área Plantada.....	21
Gráfico 3 – Produtividade da Soja X Fertilizantes por Área Plantada.....	22
Gráfico 4 – Produtividade da Trigo X Fertilizantes por Área Plantada.....	22
Gráfico 5 – Estimativa da Safra de Grãos 2002/2003 (milhões de toneladas).....	26
Gráfico 6 – Estimativa da Safra de Grãos 2016/2017 (milhões de toneladas).....	27
Gráfico 7 – VBP para lavouras e pecuária (janeiro de 2017).....	28
Gráfico 8 - Distribuição do custo de produção por ha para o milho (março de 2016) – Média para os estados de GO, MT, MS e PR.....	29
Gráfico 9 – Série Histórica da Produção de Soja em Mil Toneladas (Brasil e principais estados produtores).....	30
Gráfico 10 - Distribuição do Custo de Produção por ha para a Soja (Março de 2016) – Média para os estados de: RS, MT, MS e PR.....	31
Gráfico 11 - Distribuição do custo de produção por ha para o trigo (março de 2016) – Cascavel - PR.....	32
Gráfico 12 - Porcentagem de área plantada e colhida para a soja ao longo da safra 2015/2016 para o estado da Bahia.....	34
Gráfico 13 - Porcentagem de área plantada e colhida para a soja ao longo da safra 2015/2016 para o estado da Mato Grosso.....	34
Gráfico 14 – Porcentagem do número de contratos de custeio agrícola ao longo da safra 2015/16.....	35
Gráfico 15 – Porcentagem do número de contratos de custeio agrícola ao longo da safra 2015/16 para o estado do Paraná.....	36
Mapa 1 – Localização geográfica e lavouras utilizadas nas estimativas dos custos de produção.....	45

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Produtividade da terra entre as safras 2006/07 e 2016/17 para os estados.....	24
Tabela 2 – Variação percentual entre as safras de 2006/07 e 2016/17 para os estados.....	25
Tabela 3 – Coeficientes dos modelos de efeitos fixos, aleatórios e do modelo FE2SLS.....	54
Tabela 4 – Resultado do Weakiv test.....	57
Tabela 5 – Resultado do teste Hausman.....	57
Tabela 6 - Valor dos contratos de custeio deflacionados pelo IGP-DI (em milhões de reais).....	58

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>12</b>
1.1	IMPORTÂNCIA DO PROBLEMA	13
1.2	OBJETIVOS	13
1.2.1	Objetivo Geral	13
1.2.2	Objetivos Específicos	14
1.3	ORGANIZAÇÃO	14
<b>2</b>	<b>DETERMINANTES DOS PREÇOS DAS <i>COMMODITIES</i> AGRÍCOLAS</b>	<b>15</b>
2.1	EXPLICANDO A DETERMINAÇÃO DOS PREÇOS DAS <i>COMMODITIES</i> AGRÍCOLAS NO LONGO PRAZO	15
2.2	DETERMINANTES DOS PREÇOS DO MILHO, DA SOJA E DO TRIGO NO MERCADO INTERNO	18
<b>3</b>	<b>APLICAÇÃO DE INSUMOS INDUSTRIAIS E SUA RELAÇÃO COM A PRODUÇÃO</b>	<b>20</b>
<b>4</b>	<b>A IMPORTÂNCIA DO MILHO, DA SOJA E DO TRIGO NA ECONOMIA BRASILEIRA</b>	<b>26</b>
4.1	MILHO	28
4.2	SOJA	29
4.3	TRIGO	31
<b>5</b>	<b>O PAPEL DO CRÉDITO RURAL NO CUSTEIO DA PRODUÇÃO</b>	<b>33</b>
<b>6</b>	<b>REFERENCIAL METODOLÓGICO</b>	<b>38</b>
6.1	MODELO ECONOMETRICO	38
6.1.1	Análise de Dados em Painel	38
6.1.2	Método 2SLS para Dados de Painel	41
6.2	BASE DE DADOS	44
6.2.1	Conceito de Unidade Produtiva Modal	44
6.2.2	Cálculo do Valor Bruto da Produção	46
6.2.3	Cálculo para o Custo	48
6.3	DESCRIÇÃO DO MODELO EMPÍRICO	49

<b>6.4</b>	<b>O VALOR DOS CONTRATOS DE CUSTEIO AGRÍCOLA COMO INSTRUMENTO .....</b>	<b>52</b>
<b>7</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÕES .....</b>	<b>54</b>
<b>8</b>	<b>CONCLUSÕES.....</b>	<b>59</b>
	<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>60</b>

## 1 INTRODUÇÃO

Com a elevação dos preços das *commodities* agrícolas na década de 2000, surgiram tanto no Brasil como no exterior vários trabalhos científicos sobre as causas e consequências dessa variação atípica nos preços. Trabalhos como o de Zimmer (2015) avaliaram até uma possível quebra do paradigma da tendência decrescente dos preços reais das *commodities* agrícolas ao longo do tempo. No entanto, nada indica que essa recente tendência de alta seja duradoura, e que tais aumentos nos preços venham compensar os aumentos nos custos de produção, conforme elucida Carvalho *et al* (2013).

No que diz respeito aos custos de produção, as despesas com insumos industriais, como fertilizantes, agrotóxicos e sementes, indispensáveis ao processo produtivo, representam parcela considerável desses custos. A título de exemplo, no caso do milho, as despesas com insumos industriais por hectare chegam a representar cerca de 48,78% (em média) do custo total de produção nos principais estados produtores dessa *commodity*. No caso da soja, a participação desses insumos foi em média de 48,53% e para o trigo esses custos representaram cerca de 35% (dados disponibilizados pela Companhia Nacional de Abastecimento).

Tal expressividade da participação dessas despesas nos custos de produção pode representar um fator determinante no resultado das propriedades rurais, principalmente quando tendem a crescer a cada ano. A quantidade comercializada de fertilizantes por área plantada aumentou mais de 160% de 1992 a 2014 segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), dado que esse insumo representa parcela considerável dos custos de produção, essa intensificação no uso de fertilizantes, por si só, é algo que tem chamado a atenção dos pesquisadores, e se for acompanhada pelo aumento na utilização de sementes melhoradas e agrotóxicos, só tende a aumentar os custos por hectare dos produtores rurais.

Mesmo que a elevação dos preços das *commodities* agrícolas seja duradoura, a crescente utilização de insumos industriais proporciona elevação nos custos de produção que tendem (em tese) a acompanhar a elevação nos preços das *commodities* agrícolas. De qualquer forma, o uso intensivo destes insumos tem gerado elevação na produtividade das propriedades rurais, conforme constatou Felema *et al* (2013). Desse modo, se o aumento da produção se der num cenário compatível com o aumento nas despesas com os referidos insumos, a situação do produtor poderia não melhorar, a depender da volatilidade dos preços (nas *commodities* e nos custos com insumos). No entanto, caso o

aumento da produção seja evidenciado em um cenário com pouca volatilidade nos preços, de modo que sua tendência decrescente ao longo do tempo prevaleça, o aumento nos custos de produção advindos da intensificação do uso de insumos poderia diminuir a margem de ganho dos produtores caso o valor bruto da produção venha a responder negativamente ao processo estocástico de variação nos preços.

Os resultados apresentados neste estudo corroboram com a hipótese de variação negativa do valor bruto da produção a aumentos nos gastos com insumos, tendo em vista que os coeficientes estimados apresentaram sinal negativo, indicando que a margem de ganho dos produtores rurais pode diminuir ao longo do tempo caso a intensificação no uso destes insumos cresça. A utilização de variáveis instrumentais indicou que a possível endogeneidade no modelo poderia subestimar os coeficientes, de modo que o impacto dos custos sobre o valor bruto da produção além de negativo poderia ser maior, ou seja, o impacto no VBP passaria de algo em torno de -0,25% para -0,50% para cada aumento de 1% nos custos reais com esses insumos.

## **1.1 IMPORTÂNCIA DO PROBLEMA**

Identificar a relação entre aumento nos gastos reais com insumos sobre o VBP é de fundamental importância para o desenvolvimento da agricultura ao longo do tempo, tendo em vista que esses insumos são essenciais para o aumento da produtividade e consequentemente da atividade econômica da unidade produtiva. Dessa forma, este trabalho pretende analisar o impacto de aumento nos custos com insumos sobre o VBP de algumas *commodities* agrícolas brasileiras.

## **1.2 OBJETIVOS**

### **1.2.1 Objetivo Geral**

A presente pesquisa pretende avaliar o impacto nas variações reais nos custos com insumos (fertilizantes, agrotóxicos e sementes) sobre o valor bruto da produção brasileira de milho, soja e trigo, com o fim de identificar a tendência dos preços dessas *commodities* e, consequentemente, dos insumos industriais a elas atrelados.

### 1.2.2 Objetivos Específicos

Este trabalho possui quatro objetivos específicos:

1. Averiguar, por meio da análise exploratória de dados, as tendências de longo prazo de preços e custos, juntamente com a adequação da teoria comumente discutida sobre o assunto em comparação com os resultados a serem observados nos dados;
2. Verificar o impacto decorrente de variações nos gastos com insumos modernos no VBP, isso em conjunto com outras variáveis auxiliares que possam dar maior precisão aos resultados;
3. Encontrar o instrumento capaz de reduzir a causalidade ambígua entre VBP e os custos com insumos;
4. Identificar se a despesa com os insumos se comporta como um fator limitador do valor bruto da produção na sua tendência de longo prazo.

### 1.3 ORGANIZAÇÃO

O presente trabalho está dividido em 8 capítulos e suas subdivisões, além desta introdução que apresenta o contexto econômico do problema, o tema e os objetivos, é apresentado um resumo sobre os determinantes dos preços das *commodities* em análise e sua relação com os insumos, respectivamente nos capítulos 2 e 3. O capítulo 4 discorre sobre a importância do crédito rural, e os capítulos 5 e 6, apresentam a metodologia empregada bem como a base de dados. Por fim, é apresentado no capítulo 7 os resultados e no capítulo 8 as conclusões.

## **2 DETERMINANTES DOS PREÇOS DAS *COMMODITIES* AGRÍCOLAS**

Este capítulo está dividido em dois blocos: o primeiro resume a discussão sobre a determinação dos preços das *commodities* agrícolas dentro do contexto da elevação dos preços internacionais a partir dos anos 2000. Essa discussão mostra o papel exógeno desempenhado pelos preços dessas *commodities* em relação ao modelo proposto neste trabalho, ou seja, ratifica a teoria de que os produtores rurais são tomadores de preços mesmo em âmbito nacional, tendo em vista a complexidade de fatores que determinam esses níveis de preços. O segundo bloco traz a discussão da determinação dos preços internos do milho, da soja e do trigo, de modo a tentar identificar quais fatores que são decisivos na formação destes preços.

### **2.1 EXPLICANDO A DETERMINAÇÃO DOS PREÇOS DAS *COMMODITIES* AGRÍCOLAS NO LONGO PRAZO**

Os mercados agrícolas mundiais têm sido caracterizados por uma tendência declinante dos preços reais ao longo do último século. O crescimento da produtividade foi o grande propulsor dessa tendência (PRATES, 2007). Após a “Revolução Verde”, com a introdução de tecnologias que possibilitaram uma oferta de alimentos superior a demanda, os preços das *commodities* agrícolas passaram a apresentar tendências declinantes ao longo do último século. As oscilações nos preços, decorrentes das forças de mercado e de eventos da natureza, foram revertidas pela expansão da oferta (CARVALHO *et al* 2013).

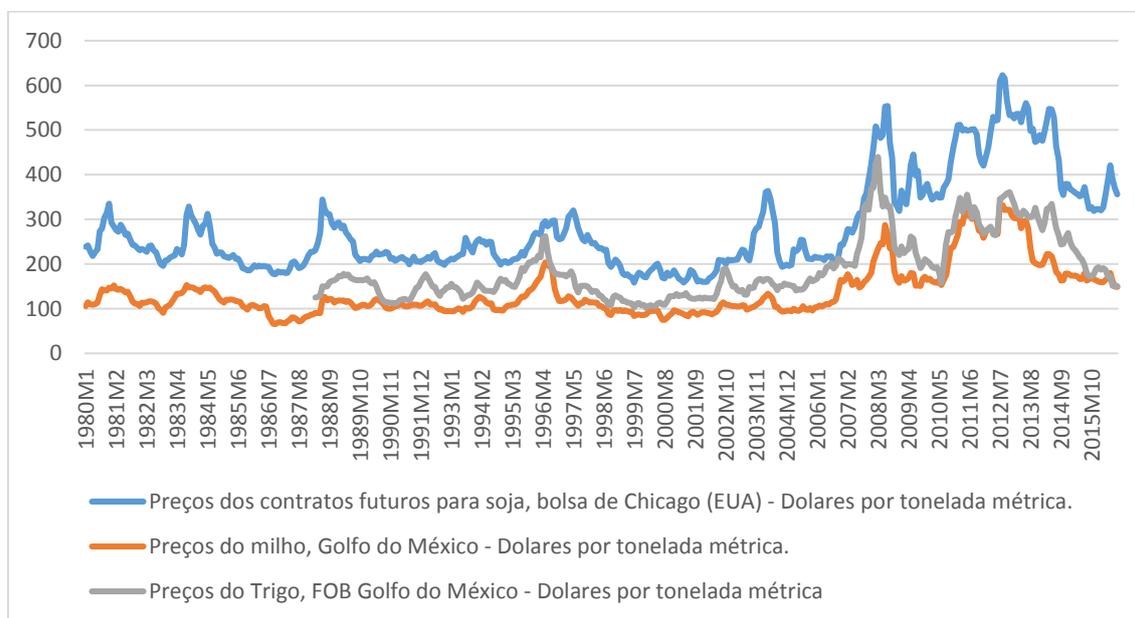
A partir da década de 2000, os preços das *commodities* agrícolas apresentaram elevação significativa. Esses preços mais elevados perduraram por mais de uma década, de modo que pesquisadores começaram a questionar a tese da tendência declinante desses preços. Com isso, essa recente elevação dos preços globais das *commodities* agrícolas passou a ser vista, por muitos destes pesquisadores, como uma quebra do paradigma da tendência decrescente dos preços reais.

Dentre os fatores que poderiam justificar uma elevação de longo prazo dos preços das *commodities* agrícolas, tem-se o crescimento da renda real per capita global e a mudanças na dieta das pessoas com aumento do consumo de óleos vegetais e proteína

animal<sup>1</sup>. No entanto, essas mudanças não são recentes, e principalmente no caso do crescimento na renda, já têm sido observadas ao longo dos últimos cem anos. Por outro lado, há uma subestimação da capacidade do setor agrícola em aumentar a oferta de longo prazo, dados fatores incertos como mudanças climáticas e seu impacto sobre a produção agrícola (ZIMMER, 2015).

Analisando essa alta dos preços das *commodities* no período 2002-2005 (que pode ser observada no Gráfico 1 para os mercados internacionais de soja, milho e trigo), Prates (2007) ratificou a existência de uma tendência decrescente nos preços das *commodities* agrícolas no longo prazo demonstrando que essas oscilações nos preços são de natureza temporária. No que diz respeito às oscilações de preços, é possível ver no Gráfico 1 que as elevações de preços na década de 1980 coincidiram com o choque das crises do petróleo (tendo em vista a forte correlação entre os preços do petróleo e de *commodities* agrícolas). Contudo, conforme defendido por Prates (2007), após o choque os preços retornam em seguida para a sua tendência de longo prazo.

Gráfico 1 - Preços da Soja e do Milho e do Trigo no Mercado Internacional (Série Histórica).



Fonte: O Autor (2018)

Nota: Elaborado com base nos dados do Index Mundi (2018)<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> O consumo de óleos vegetais tem sido intensificado com a difusão dos biocombustíveis e o efeito do aumento no consumo de proteína animal, por sua vez, está mais relacionado com o aumento no consumo de grãos (como soja e milho) na alimentação dos animais.

<sup>2</sup> Disponível em: <https://www.indexmundi.com/commodities/?commodity=food-price-index&months=360>, último acesso em 29/01/2018.

Nesse estudo, Prates (2007) identificou que a diminuição dos gastos com produtos alimentícios, dado o aumento no nível de renda, revelou-se um dos fatores responsáveis pela deterioração dos preços dos produtos agrícolas ao longo do tempo. O desenvolvimento tecnológico também desempenhou um importante papel nesta questão, dado que o desenvolvimento de novos produtos sintéticos reduziu a demanda da indústria por matérias primas de origem agrícola (sobretudo algodão, lã e borracha), e do lado da oferta o desenvolvimento tecnológico implicou no aumento da produtividade (novas colheitas, mecanização, revolução verde), de modo que essas forças em conjunto vieram a contribuir com a tendência declinante dos preços das *commodities* agrícolas analisadas.

Prates (2007) mostrou que a elevação dos preços das *commodities* agrícolas está associada a uma sobreposição de fatores, dentre os quais pode se citar: recuperação econômica global, desvalorização do dólar, a bolha especulativa fomentada pelas taxas de juros baixas e o crescimento econômico da China. Diante desse cenário complexo, pode-se concluir que as forças que impulsionam a referida alta de preços não necessariamente consolidam tal tendência no longo prazo (sobretudo quando tais fatores continuam ainda atuando).

De acordo com Matos *et al* (2008), a elevação dos preços das *commodities* agrícolas podem estar atrelados a fatores ligados à conjuntura global (conforme elencado no parágrafo anterior), que se acentuou a partir de 2006 e não cedeu nem mesmo com a crise desencadeada nos Estados Unidos em 2008. Em adição, essa tendência pode ter sido incrementada pelo aumento na demanda de *commodities* agrícolas na Ásia (sobretudo àquela dada pela expansão econômica chinesa e pela alta no preço do petróleo em consonância com a produção de biocombustíveis). Preços mais elevados do petróleo encarecem indiretamente os custos agrícolas e, ao mesmo tempo, aumentam a demanda por fontes de bioenergia, o que incentiva os agricultores a direcionarem parte de suas atividades para a produção de biocombustíveis, em detrimento da oferta de alimentos.

Baldos e Hertel (2014) verificaram que apesar do crescimento mais lento da produtividade, somada ao crescente uso de *commodities* direcionadas à produção de biocombustíveis, os preços mundiais dos alimentos tenderão a cair, uma vez que se evidencia um abrandamento gradual do crescimento da população mundial. Somente com um cenário extremo, onde vigoraria a estagnação do crescimento da produtividade total dos fatores, atrelado a um alto crescimento da população, os preços tenderiam a aumentar no futuro. Os autores concluem que, em mais de 72% das possíveis simulações de cenários futuros, a queda dos preços dos alimentos deverá perdurar até 2051.

## 2.2 DETERMINANTES DOS PREÇOS DO MILHO, DA SOJA E DO TRIGO NO MERCADO INTERNO

O Brasil não tem tradição na exportação de milho, de modo que os preços do milho são praticamente determinados por fatores do mercado interno. Apesar de serem distintos, há interação entre os mercados de milho e soja. No lado da oferta, existe a competição pelo fator terra (substitutibilidade), pelo lado da demanda as duas culturas são também utilizadas na composição de rações (complementaridade). Segundo Caldarelli e Bacchi (2012), no caso de choques no consumo dessas *commodities*, prevalecerá o efeito complementaridade, ou seja, aumentos no consumo do milho, por exemplo, conduzirão a aumentos nos preços da soja e do milho. Para aumentos diretamente nos preços prevalece o efeito substitutibilidade, ou seja, aumentos nos preços do milho levam a quedas nos preços da soja. Com o crescimento da segunda safra de milho, no geral, prevalece o efeito substitutibilidade.

Analisando o mercado de soja de uma maneira geral, Missão (2006), mostra que o mercado da soja, ao contrário do mercado de milho, sofre mais influência dos preços internacionais dessa *commodity*, que por sua vez são determinados pela oferta mundial e pela demanda dos grandes compradores (sobretudo a China). Mafioletti (2000) também destaca a influência de mercados externos de soja (como a Bolsa de Chicago) na determinação do preço interno, de modo que, mais uma vez, os preços internos da soja acompanham os preços dos mercados internacionais.

No que diz respeito aos preços internos do mercado de trigo, Brum e Müller (2008), argumentam que a desregulamentação do setor e a abertura da economia causaram grande impacto nos preços do trigo, tendo em vista que, antes disso, os preços internos do trigo eram mantidos artificialmente abaixo dos preços internacionais. Contudo, mesmo após o fim da política oficial para o trigo, os preços internos permaneceram mais elevados que os preços internacionais, embora essa diferença tenha diminuído significativamente. De qualquer forma, a produção que quase atingiu a autossuficiência na safra 1986/87, antes da desregulamentação do setor, encontra-se hoje atendendo entorno de 45% da demanda interna<sup>3</sup>. Com a diminuição da intervenção governamental, à semelhança da soja, os preços do trigo passaram a sofrer grande influência do mercado externo.

---

<sup>3</sup> Como o governo adquiria o trigo nacional a preços artificialmente acima do mercado internacional, com o fim da desregulamentação, os preços internos do trigo caíram muito mais do que se esperava levando a queda da oferta interna e aumento nas importações.

Em resumo, pode-se, com cautela, relacionar a determinação dos preços do milho ao mercado interno e a determinação dos preços da soja e do trigo ao mercado externo. A determinação de preços de *commodities* agrícolas em mercados internacionais dificilmente poderá ser influenciada pela oferta de um determinado país, por maior que seja essa produção, embora uma sobreposição de fatores, como visto anteriormente, poderia causar grande impacto nos preços dessas *commodities*. No que se refere ao caso do preço do milho que, como visto, tem sua determinação bastante relacionada ao mercado interno, é possível que mudanças na safra impliquem em variações nos preços. Contudo, vale ressaltar que analisar esses determinantes para essas três culturas em conjunto torna-se um desafio, e sua complexidade não permite inferir se mudanças na oferta interna poderiam causar variações nos preços internos sem um estudo mais aprofundado.

### 3 APLICAÇÃO DE INSUMOS INDUSTRIAIS E SUA RELAÇÃO COM A PRODUÇÃO

Analisando os determinantes da produtividade da agropecuária brasileira, Felema, *et al* (2013) destacaram que o uso de insumos é indispensável para o aumento da produtividade juntamente com o uso de máquinas e equipamentos. Os autores ponderaram, também, que o referido aumento de produtividade deve vir acompanhado de preços que permitam retornos econômicos favoráveis aos produtores rurais, tendo em vista que uma maior aplicação de insumos também foi apontada, como um dos responsáveis por encarecer o produto final e reduzem os ganhos.

A utilização de máquinas, insumos e outras tecnologias aumentaram a produtividade do trabalho e da terra. No entanto, esse processo tem várias consequências econômicas, sociais e ambientais que ainda são bastante discutidas. Uma dessas consequências decorre do próprio sistema onde, o uso intensivo da terra provoca o esgotamento do solo que por sua vez demanda mais insumos industriais (agrotóxicos, fertilizantes, etc.) para manter a produtividade (CARVALHO *et al* 2013).

Conforme Assis (2005), a partir da nova concepção modernizadora da agricultura promovida pela “Revolução Verde”, disseminou-se o uso intensivo de agroquímicos, variedades de culturas selecionadas e irrigação de modo a aumentar a produtividade. Assim, os “pacotes tecnológicos” foram incorporados ao sistema de produção com o objetivo de “maximizar o rendimento do cultivo em situações ecológicas profundamente distintas” (ASSIS, 2005).

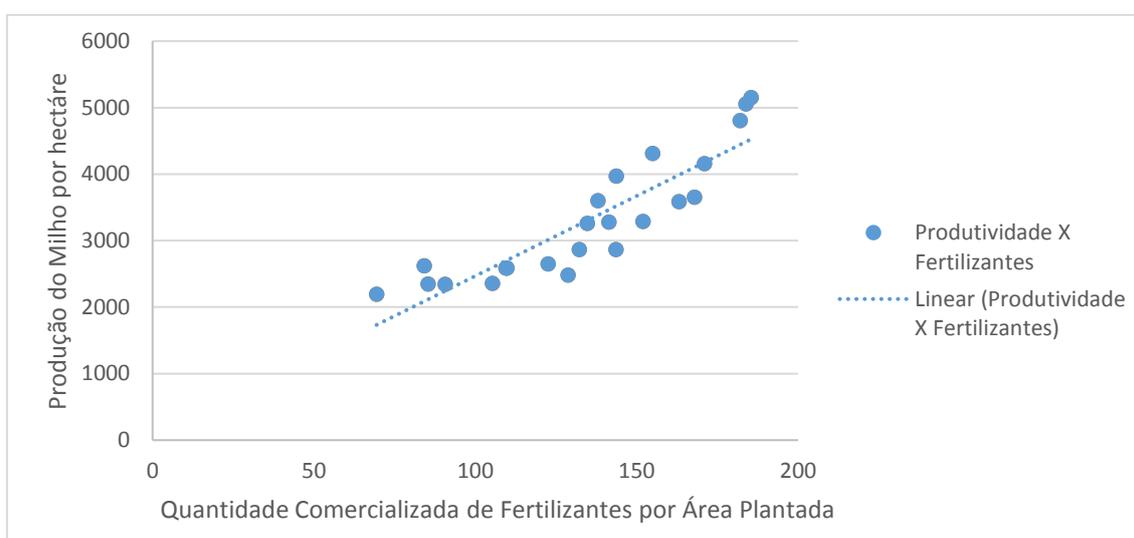
Disso decorreram duas importantes implicações. A primeira é que em países subdesenvolvidos essa incorporação se deu de forma desigual, em boa medida devido ao alto custo de se implantar tais tecnologias. Somente os grandes produtores podiam arcar com esses custos, formando-se assim uma barreira à entrada da agricultura familiar neste contexto. A segunda implicação foi relegar a segundo plano a preocupação com o meio ambiente e a sustentabilidade do sistema.

O autor argumenta ainda que a conversão para a agricultura com bases agroecológicas ainda apresenta barreiras tanto para os agricultores familiares quanto para os empresariais. Ao observar que tal prática é intensiva em mão-de-obra, a conversão se torna um custo significativo ao agricultor empresarial, altamente mecanizado. Por outro lado, a recuperação da produtividade após a conversão “é função do tempo necessário para o aprendizado do manejo” e “da capacidade de investimento do agricultor” o que se

torna um desafio para o agricultor familiar em geral, que possui pouco acesso a informação e capital (ASSIS, 2005).

Os Gráficos 2, 3 e 4 exemplificam a dependência do aumento da produtividade da terra em relação ao uso de insumos. O Gráfico 2 descreve a evolução da quantidade de fertilizante utilizado (em quilos por hectare) e a produção de milho por hectare de 1992 a 2014. Os Gráficos 3 e 4 descrevem a mesma relação para a soja e para o trigo respectivamente.

Gráfico 2 - Produtividade do Milho X Fertilizantes por Área Plantada.

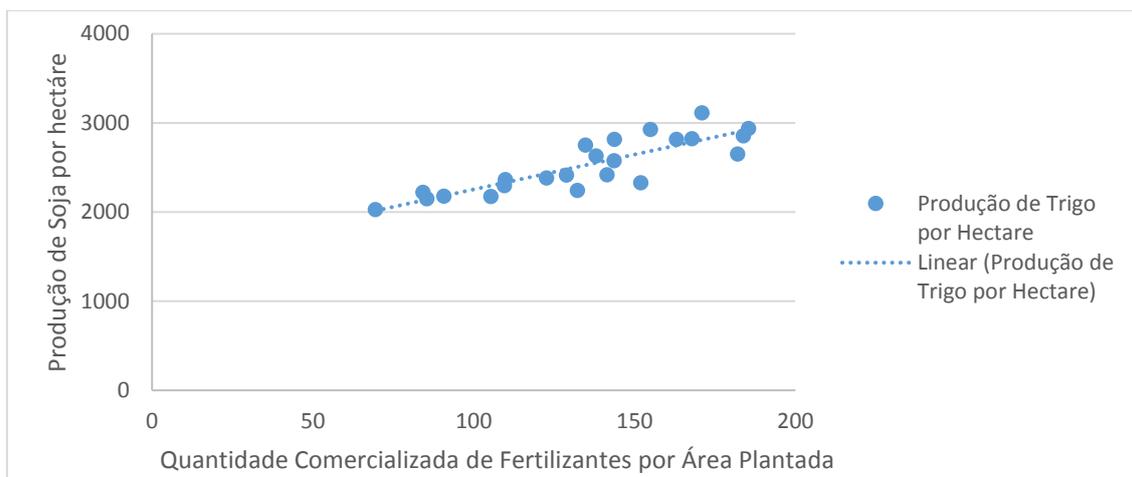


Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados do IBGE e da CONAB (2017).

Em todos os casos, pode-se observar uma forte correlação positiva entre essas variáveis. De 1992 a 2014 a utilização de fertilizantes por hectare (Kg/Ha) cresceu mais de 160%, no mesmo período a produtividade do milho cresceu mais de 130%, a da soja mais de 40% e a do trigo algo em torno de 38%. Das três culturas, o milho foi quem teve o crescimento mais próximo da variação na utilização de fertilizantes, de modo que, em média, quando a utilização de fertilizantes por hectare aumentava em 1%, a produção de milho por hectares aumentava 0,97%, isso pode ser visto no Gráfico 2 pela maior inclinação da linha de tendência do gráfico de dispersão.

Gráfico 3 – Produtividade da Soja X Fertilizantes por Área Plantada.

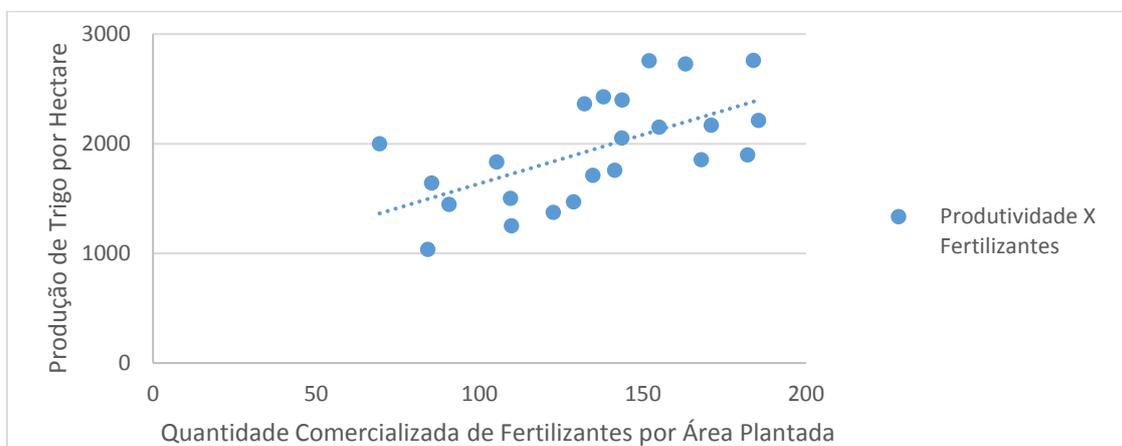


Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados do IBGE e da CONAB (2017).

No mesmo contexto, quando a utilização de fertilizantes apresentava um crescimento de 1% a produção por hectare de soja aumentaria em média 0,34% e a de trigo 0,54%, valores inferiores aos encontrados no caso do milho. De mesma forma, pode-se observar que a inclinação da linha de tendência do Gráfico 2 é significativamente maior que as inclinações das linhas de tendência dos Gráficos 3 e 4. Como última observação a cerca destes Gráficos, a proximidade dos pontos do gráfico de dispersão em relação a linha de tendência mostra uma forte correlação entre estas duas variáveis, embora no caso do trigo essa correlação seja visualmente menor em comparação com o milho e com a soja.

Gráfico 4 – Produtividade da Trigo X Fertilizantes por Área Plantada.



Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados do IBGE e da CONAB (2017).

Essa permanente dependência de insumos representa um dos principais fatores responsáveis pelo aumento dos custos de produção agrícola. Ainda segundo Carvalho, *et al* (2013), a situação é especialmente delicada tendo em vista que os fornecedores de tais insumos operam em um mercado com poucas empresas (oligopólio), de modo que os produtores rurais têm menor poder de barganha na hora de negociar os preços.

Segundo Ploeg *et al* (2000), o valor bruto da produção (VBP) agrícola europeu, corrigido pela inflação, cresceu constantemente de 1950 até a década de 1980. Após isso, devido a vários fatores que vão desde o sistema de cotas do leite até a queda no preço do trigo, houve uma estagnação e declínio do VBP. Ao mesmo tempo, houve um forte aumento nos custos monetários com insumos modernos, cuja tendência foi facilmente associada ao uso desses insumos e a novas tecnologias mais caras. Ainda no caso da agricultura europeia, a partir da década de 1990, a crescente preocupação com o meio ambiente, o bem-estar animal e uma alimentação mais saudável, aumentaram consideravelmente esses custos.

Na sua discussão sobre a elevação nos preços das *commodities* agrícolas, Zimmer (2015) argumentou que dentre as principais hipóteses sobre as causas de um possível aumento duradouro dos preços, todas exceto a “*bushel-barrel correlation*”, resultam de aumentos nos custos de produção ou de transporte. Dado a participação dos insumos modernos no custo de produção, é de se esperar que aumentos nos preços dos insumos resultem em preços mais altos das *commodities*.

Ainda no que diz respeito a intensificação no uso de insumos e produtividade, algumas regiões podem apresentar uma maior necessidade de uso de insumos do que outras, devido a fatores climáticos, solos, etc. Na Tabela 1 é apresentado a produção por hectare para as unidades da federação presentes neste estudo nas safras de 2006/07 e 2016/2017. De maneira geral, é possível observar consideráveis diferenças de produtividade da terra entre as regiões, tanto no ano agrícola 2006/2007 quanto no ano agrícola 2016/2017.

Tabela 1 – Produtividade da terra entre as safras 2006/07 e 2016/17 para os estados.

UNIDADE DA FEDERAÇÃO	PRODUTIVIDADE DA TERRA (Kg/Ha)					
	2006			2016		
	MILHO	SOJA	TRIGO	MILHO	SOJA	TRIGO
BAHIA	2037,00	2700,00	-----	3033,84	3242,00	-----
MARANHÃO	1218,00	2820,00	-----	3969,78	3010,00	-----
MINAS GERAIS	4474,00	2760,00	-----	5938,72	3466,00	-----
GOIÁS	4952,00	2790,00	-----	6441,43	3300,00	-----
MATO GROSSO	3683,00	2997,00	-----	5442,37	3273,00	-----
MATO GROSSO DO SUL	-----	2810,00	-----	6171,28	3400,00	-----
PARANÁ	4996,00	2995,00	1280,00	6244,20	3721,00	3140,00
RIO GRANDE DO SUL	4300,00	2550,00	1050,00	7499,00	3360,00	3214,00

Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados da CONAB (2017).

No que diz respeito ao milho, ainda na Tabela 1, os estados do Nordeste continuam a apresentar níveis mais baixos de produtividade para a safra 2016/17. Contudo, apresentaram um crescimento percentual (no período) superior ao de estados como Paraná, Goiás e Mato Grosso (conforme pode ser observado na Tabela 2), que foram os que apresentaram altos níveis de produtividade em ambas as safras. No caso da soja as taxas de crescimento foram mais homogêneas, bem como as produtividades não se distanciaram muito da média, assim não ocorreu o mesmo crescimento para os estados nordestinos que no caso do milho. Para o trigo, não foi possível fazer comparações entre as regiões dado que seu cultivo foi mais localizado, embora o crescimento percentual do trigo tenha sido bem maior que o das demais culturas.

Tabela 2 – Variação percentual entre as safras de 2006/07 e 2016/17 para os estados.

UNIDADE DA FEDERAÇÃO	VARIAÇÃO PERCENTUAL ENTRE 2006 E 2016		
	MILHO	SOJA	TRIGO
BAHIA	48,94	20,07	----
MARANHÃO	225,93	6,74	----
MINAS GERAIS	32,74	25,58	----
GOIÁS	30,08	18,28	----
MATO GROSSO	47,77	9,21	----
MATO GROSSO DO SUL	----	21,00	----
PARANÁ	24,98	24,24	145,31
RIO GRANDE DO SUL	74,40	31,76	206,10
MÉDIA	69,26	19,61	175,70

Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados da CONAB (2017).

Quando se relaciona a produtividade dessas *commodities* aos custos com insumos, Balsas (MA), por exemplo, apresentou um crescimento de 40,36% nos custos de produção do milho neste período, para a soja o crescimento dos custos foi de 17,51%. Barreiras (BA), por sua vez, apresentou um crescimento de 12,70% para o milho e de 1451,65% para a soja. Em estados de produção moderna mais antiga, como Paraná e Mato Grosso, teve-se, respectivamente crescimento em Londrina (PR) de 9,5% para o milho e 54,02% para a soja, e em Primavera do Leste (MT) teve-se queda de 8,06% para o milho e alta de 108,27% para a Soja.

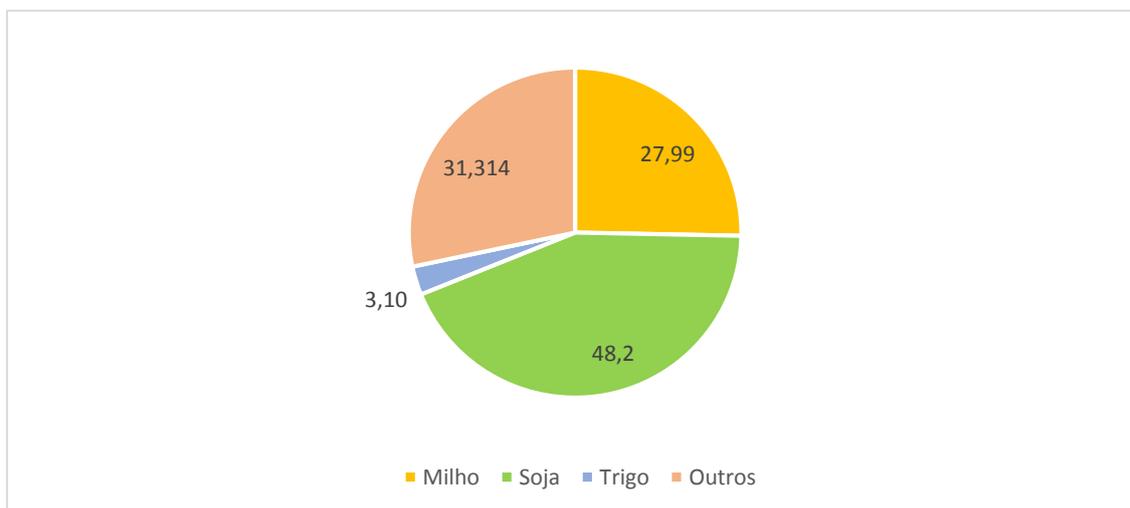
Os dados apresentados na Tabela 1, e complementados pela Tabela 2, mostram que estados que tiveram produtividade mais baixa em determinada *commodity* e que obtiveram crescimento elevado nessa produtividade, no período em análise, aumentaram muito o gasto com insumos. Isso indicam que estados de produtividade mais baixa em determinada lavoura, apresentam de forma geral crescimento mais rápido, no entanto com uso mais intensivo de insumos.

#### 4 A IMPORTÂNCIA DO MILHO, DA SOJA E DO TRIGO NA ECONOMIA BRASILEIRA

Este capítulo discorrerá sobre a importância das três culturas analisadas neste trabalho, seu desenvolvimento ao longo do tempo, sua importância em relação a agricultura nacional e a própria economia como um todo. A escolha pelas culturas de milho, soja e trigo deve-se também à semelhança encontradas nas funções de produção dessas três culturas, que são altamente dependentes de insumos e mecanização (FELEMA *et al*, 2013).

A título de informação inicial, segundo dados na CONAB<sup>4</sup>, apresenta-se no Gráfico 5 e 6 a participação da estimativa de produção de grãos das safras 2002/2003 e 2016/2017, respectivamente, para o milho, a soja e o trigo<sup>5</sup>. No Gráfico 5 nota-se que as três culturas em conjunto foram responsáveis por mais de 70% do total de grãos produzidos na safra 2002/2003, a importância em termos de quantidade produzidas destas três lavouras na produção de grãos brasileira só aumentou em relação a safra 2016/2017 (Gráfico 6) chegando a quase de 80% do total.

Gráfico 5 – Estimativa da Safra de Grãos 2002/2003 (milhões de toneladas).



Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados da CONAB (2017).

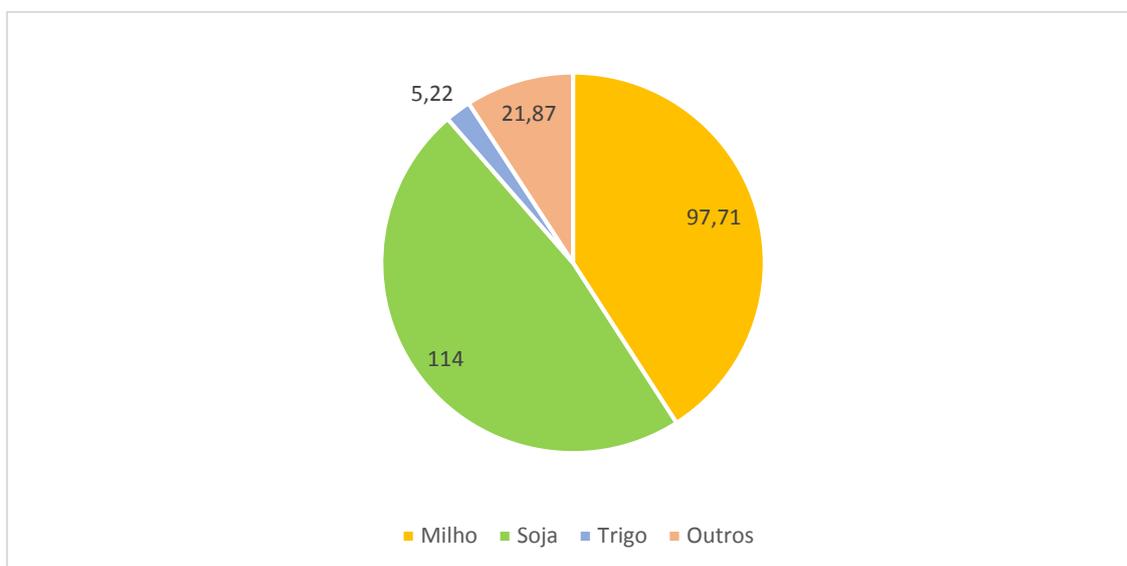
<sup>4</sup> Disponível em:

[http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/17\\_09\\_12\\_10\\_14\\_36\\_boletim\\_graos\\_setembro\\_2017.pdf](http://www.conab.gov.br/OlalaCMS/uploads/arquivos/17_09_12_10_14_36_boletim_graos_setembro_2017.pdf), último acesso em 12/10/2017.

<sup>5</sup> No item outros grãos encontram-se culturas como algodão, amendoim, arroz, feijão, girassol, mamona, sorgo, aveia, canola, centeio, cevada e triticale.

Desde a safra 2002/2003 que a soja vem se destacando como o grão mais produzido no Brasil, passando de 48,2 milhões de toneladas para 114 milhões de toneladas na safra 2016/2017 (Gráfico 6). Com o desenvolvimento da segunda safra de milho, a cultura vem apresentando forte crescimento, passando de 27,99 milhões de toneladas para 97,71 milhões de toneladas no mesmo período. O trigo por sua vez, devido a varios fatores que serão mencionados nos proximos itens deste trabalho permaneceu com uma participação pequena em comparação com o milho e a soja.

Gráfico 6 – Estimativa da Safra de Grãos 2016/2017 (milhões de toneladas).

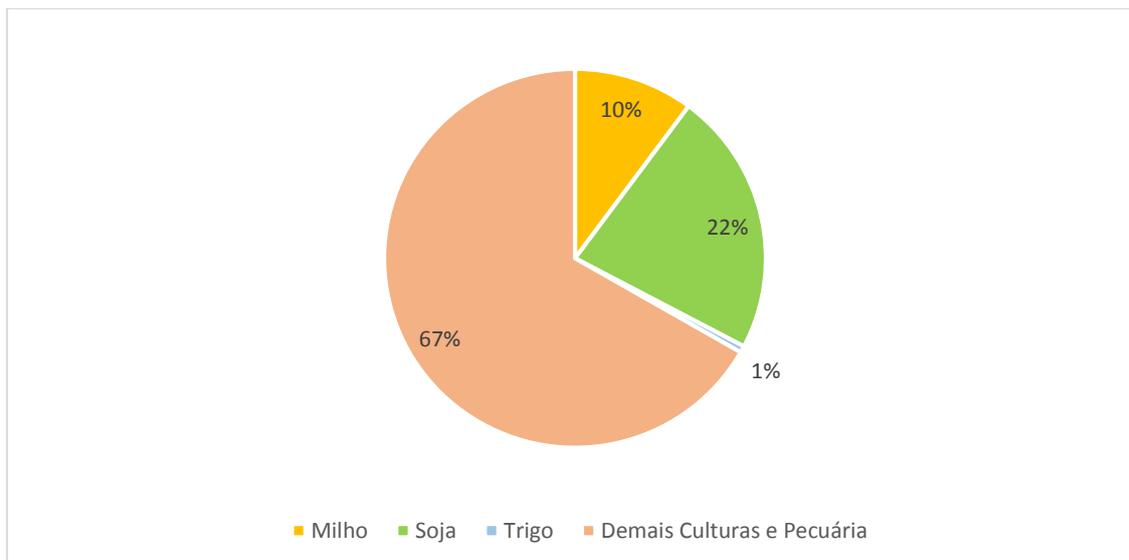


Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados da CONAB (2017).

Enquanto a produção das três culturas em análise representa mais de 216 milhões de toneladas, conforme se explicita no Gráfico 6, em termos de valor bruto da produção sua importância não é menos expressiva. No Gráfico 7 tem-se o VBP para lavouras e pecuária (janeiro de 2017) para essas culturas. É possível observar que o VBP para as três lavouras em análise corresponde a aproximadamente 1/3 do VBP da agropecuária brasileira. Mais uma vez o grande destaque é a soja com 22% do total chegando a mais de 123 bilhões de Reais, seguida pelo VBP de milho com 10% do total o que equivale a mais de 55 bilhões de Reais, o VBP de trigo (aproximadamente 1% do total), alcançou 3 bilhões de Reais.

Gráfico 7 – VBP para lavouras e pecuária (janeiro de 2017).



Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados da CONAB (2017).

#### 4.1 MILHO

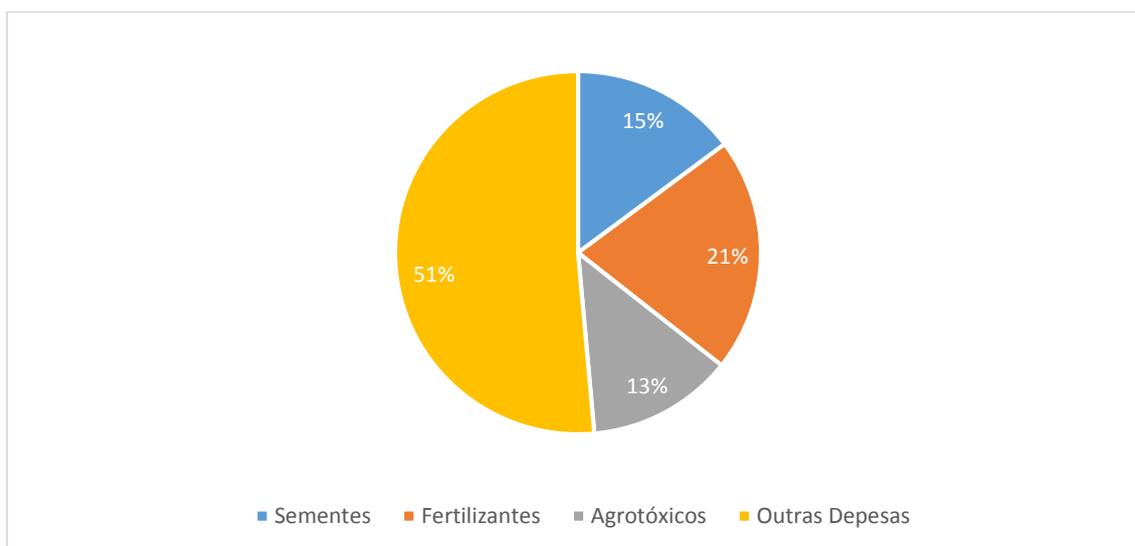
A produção brasileira de milho aumentou mais de cinco vezes nos últimos quarenta anos, passando de 19,56 bilhões de toneladas na safra 1976/1977 para 97,71 bilhões de toneladas na safra 2016/2017. Uma parte importante desse aumento foi devida a expansão da área plantada que aumentou quase 1,5 vezes neste período. Mas o principal responsável por esse aumento foi a produtividade da terra. A produção por hectare cresceu mais de 3,3 vezes nos últimos 40 anos, e na safra 2016/2017 fechou com uma produção média de 5,5 toneladas por hectare (CONAB, 2017).

No final dos anos 1980 a região Centro-Oeste tornou-se a principal região produtora dessas *commodities*, retirando a hegemonia da produção da região Sul. Essa forte expansão do milho no Centro-Oeste se deu devido a diversos fatores, dentre eles tem-se o crescimento da segunda safra do milho, plantada no inverno e favorecendo a rotação de cultura com a soja, e o aumento na demanda do milho como ração animal (FEIJÓ, pg. 104, 2015).

Em se tratando de custo de produção, o Gráfico 8 apresenta a estimativa dos custos de produção médios para os estados de Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e

Paraná<sup>6</sup>. A partir da observação da Gráfico 8, fica mais claro a importância dos gastos com insumos no total do custo de produção do milho, chegando a quase metade dos custos gerais, com maior gasto em fertilizantes, seguido por sementes e, por fim, com agrotóxicos.

Gráfico 8 - Distribuição do custo de produção por ha para o milho (março de 2016) – Média para os estados de GO, MT, MS e PR.



Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados da CONAB (2017).

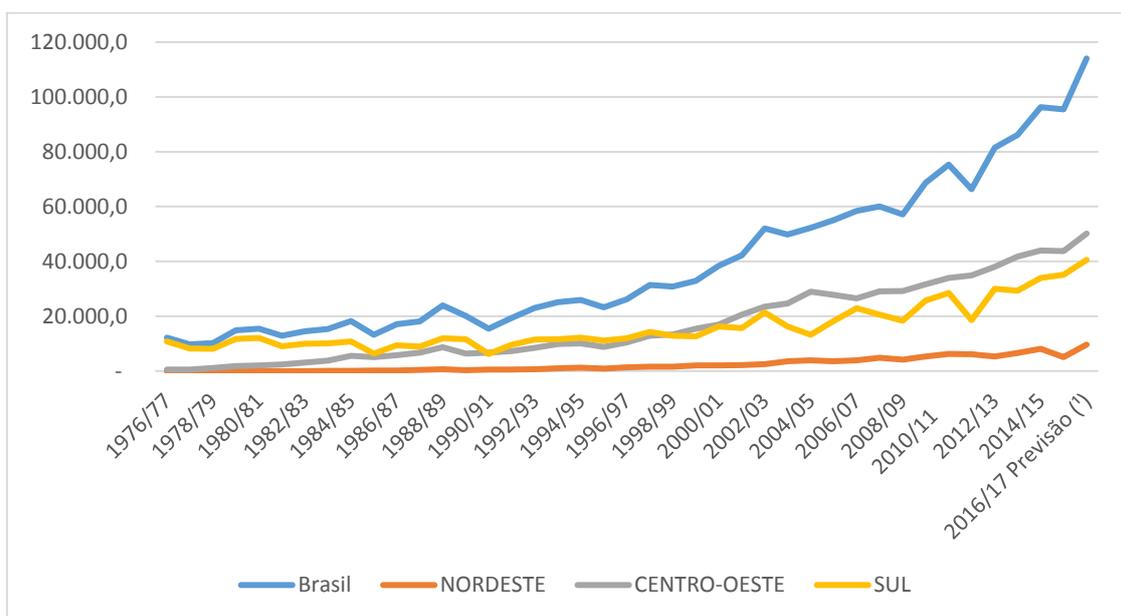
## 4.2 SOJA

A produção brasileira de soja vem crescendo de forma acentuada desde a década de 1970, segundo Feijó (2015) a maior parte deste crescimento se deu por meio do aumento da produtividade, tendo em vista que a área plantada aumentou relativamente pouco. No Gráfico 9 tem-se a série histórica da produção de soja para o Brasil e para as três regiões que mais produzem o grão, Sul, Centro-Oeste e Nordeste. Até a década de 2000 a expansão da produção se dava de forma mais moderada, contudo a elevação dos preços externos da soja a partir de então, principalmente entre 2008 e 2009, incentivou o crescimento mais acelerado da produção com destaque para as regiões Sul e Centro-Oeste.

<sup>6</sup> No item outras despesas têm-se operação com máquinas, mão-de-obra, transporte, armazenagem, assistência técnica, depreciação, remuneração esperada sobre o capital e a terra, etc.

Ainda no Gráfico 9 é possível observar que o crescimento da produção de soja vem-se dando de forma mais estável nas regiões Nordeste e Centro-Oeste, a região Sul, por sua vez, apresenta muita variação entre as safras como consequência de fatores climáticos. De qualquer forma, a soja vem se tornando o principal grão produzido em todas as regiões citadas.

Gráfico 9 – Série Histórica da Produção de Soja em Mil Toneladas (Brasil e principais estados produtores).

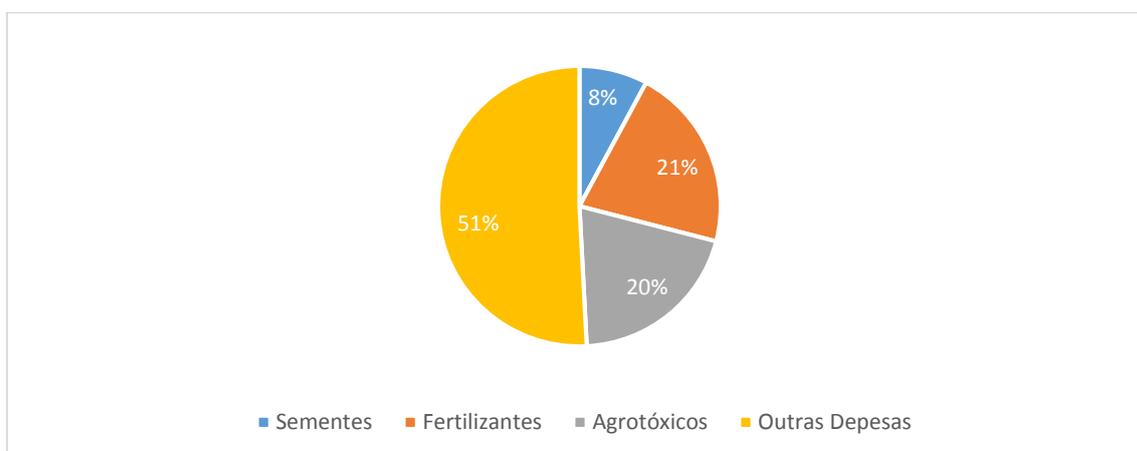


Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados da CONAB (2017).

De acordo com os dados da CONAB, a estimativa dos custos de produção para a soja indica que o gasto com insumos representa, à semelhança do milho, 49% do custo por hectare. Isto revela que variações bruscas nos preços desses insumos podem afetar profundamente o resultado da propriedade agrícola. O Gráfico 10 apresenta a distribuição destes custos na estimativa média de março de 2016 para os estados do Rio Grande do Sul, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Paraná.

Gráfico 10 - Distribuição do Custo de Produção por ha para a Soja (Março de 2016) – Média para os estados de: RS, MT, MS e PR.



Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados da CONAB (2017).

Das três lavouras analisadas no presente trabalho, a soja é mais expressiva tanto em produção quanto em valor bruto da produção, e sua relação com as outras culturas se dá tanto em termos de cultivo (rotação de culturas tanto com o milho quanto com o trigo) quanto no que diz respeito a composição da demanda (são utilizados para alimentação humana e animal). A própria estimativa de custos de produção também é um indicativo de que a função de produção da soja e do milho são bastante semelhantes e intensivas em insumos.

### 4.3 TRIGO

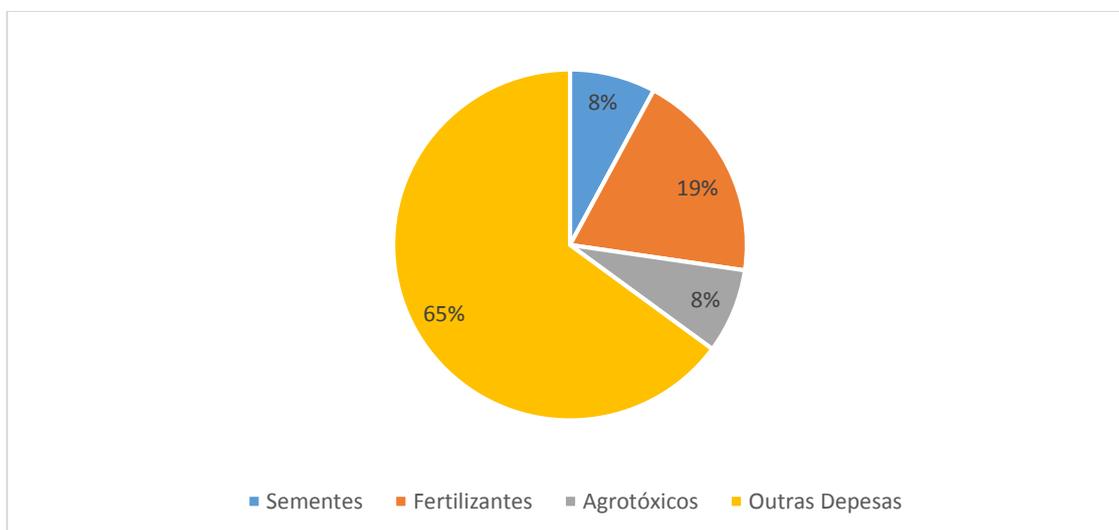
A produção brasileira de trigo teve um grande crescimento até a década de 1990, desde então a produção vem se mantendo nos mesmos patamares, mas com muita oscilação. Segundo Tomasini e Ambrosi (1998), a triticultura nacional ficou completamente dependente das intervenções do governo federal, com o fim da intervenção em 1990. Os produtores foram obrigados a concorrer com o produto importado, em sua maior parte do Mercado Comum Europeu, dos Estados Unidos e do Canadá, subsidiados na origem. O Mercosul só aumentou a concorrência com a entrada do trigo proveniente da Argentina.

Esse cenário desfavorável deixou a produção de trigo muito sujeita ao mercado externo e muitos produtores passaram a produzir a soja no verão e a racioná-la com o trigo no inverno para manter-se na atividade. Hoje, de acordo com dados da CONAB, a

produção de trigo brasileira está 10% maior que no auge da intervenção do estado evidenciada em 1987. No tocante à produção da soja e milho, em relação ao mesmo período, o crescimento foi superior a 420% e mais de 160%, respectivamente.

No que diz respeito aos custos de produção, o Gráfico 11 mostra que a participação dos insumos nos custos totais não é tão expressiva quanto nas outras culturas, mesmo assim é uma participação significativa, chegando a 35%. Com este último dado, confirma-se a das despesas com insumos nos custos e na produção das três lavouras.

Gráfico 11 - Distribuição do custo de produção por ha para o trigo (março de 2016) – Cascavel - PR.



Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados da CONAB (2017).

Em resumo, as três culturas em conjunto são importantes como fonte de divisas (principalmente no caso da soja que somente no mês de janeiro de 2018, rendeu US\$ 134,1 milhões com sua exportação)<sup>7</sup> e possuem participação considerável na produção de grãos e no valor bruto da agropecuária brasileira. Além disto, são intensivas em insumos e se relacionam entre si tanto na produção quanto no consumo.

<sup>7</sup> Disponível em <http://www.canalrural.com.br/noticias/soja/exportacao-soja-2018-sobe-mais-100-71153>, último acesso em 20/03/2018.

## 5 O PAPEL DO CRÉDITO RURAL NO CUSTEIO DA PRODUÇÃO

Este capítulo faz uma breve explicação e analisa o crédito agrícola como instrumento mais adequado no âmbito das variáveis instrumentais a serem estimados neste trabalho. Assim, a argumentação está fundamentada na relação direta entre o crédito, o custeio de produção, que inclui o gasto com insumos, e o VBP, como fator que modifica o comportamento intrínseco dessas duas últimas variáveis ao longo do tempo.

Dentre os instrumentos de políticas específicas que são aplicados a agropecuária a fim de minimizar os riscos inerentes a atividade, tem-se o crédito rural como uma das mais importantes. Essa política trata-se da concessão de crédito a taxas e condições diferenciadas em relação ao livre mercado de crédito, e é determinada no âmbito da política monetária. Existem três tipos de crédito rural, o custeio que se destina a financiar o capital de giro dos produtores rurais, o investimento que financia a aquisição de máquinas, equipamentos, animais e benfeitorias na propriedade e a comercialização que está relacionada a política de preços mínimos (BACHA, 2012).

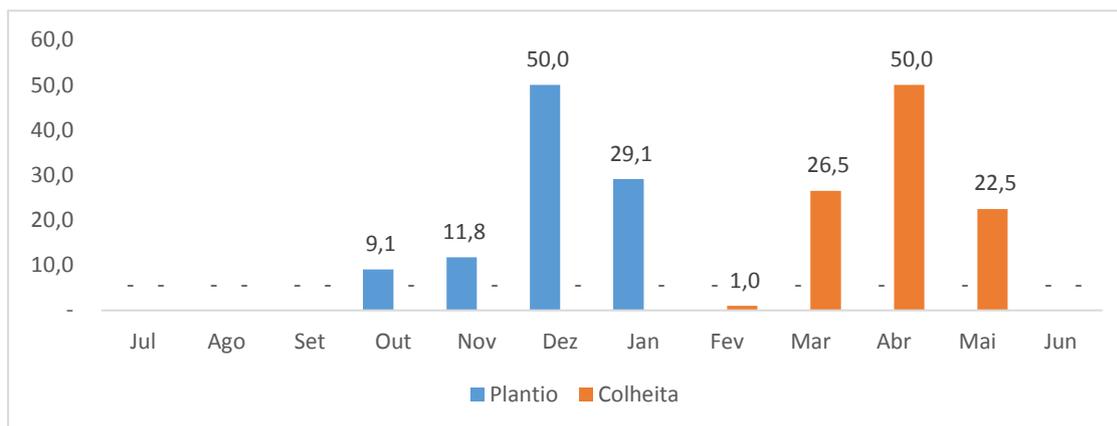
Os recursos do crédito rural provem de duas fontes, a primeira fonte provém das emissões de moeda, das exigibilidades dos depósitos à vista e das transferências do tesouro, financiadas a juros abaixo do valor de mercado. A segunda forma provém de recursos oriundos do mercado e são financiados a juros de mercado. Ao longo do tempo as taxas de juros reais dos financiamentos do sistema nacional de crédito rural foram negativas, assumindo valores positivos só recentemente. Em termos de distribuição do crédito rural, há desigualdade em relação as culturas, sendo favorecidas as culturas direcionadas à exportação. A maior parte dos recursos foram disponibilizados para as regiões Sul e Sudeste do que para a região Nordeste (BACHA, 2012).

De acordo com o Banco Central do Brasil (2017), o crédito de custeio pode ser utilizado para o atendimento das despesas normais do ciclo produtivo de lavouras periódicas, da entressafra de lavouras permanentes ou da extração de produtos vegetais espontâneos ou cultivados, no caso específico de lavouras ele pode ser utilizado para a aquisição antecipada de insumos. Em 1994 somente para a soja, o milho e o trigo foram celebrados 249.954 contratos de custeio agrícola entre os produtores rurais e as instituições financeiras, já durante o ano de 2016 foram celebrados 369.305 contratos, um crescimento de 47,75%.

A produção agrícola apresenta muita sazonalidade ao longo de uma safra, com janelas bem específicas para plantio e colheita acompanhando as diversas particularidades

de cada região. O Gráfico 12 apresenta a porcentagem de área plantada e colhida para a soja ao longo da safra 2015/2016 para o estado da Bahia. O Gráfico 13 apresenta as mesmas informações para o estado do Mato Grosso.

Gráfico 12 - Porcentagem de área plantada e colhida para a soja ao longo da safra 2015/2016 para o estado da Bahia.

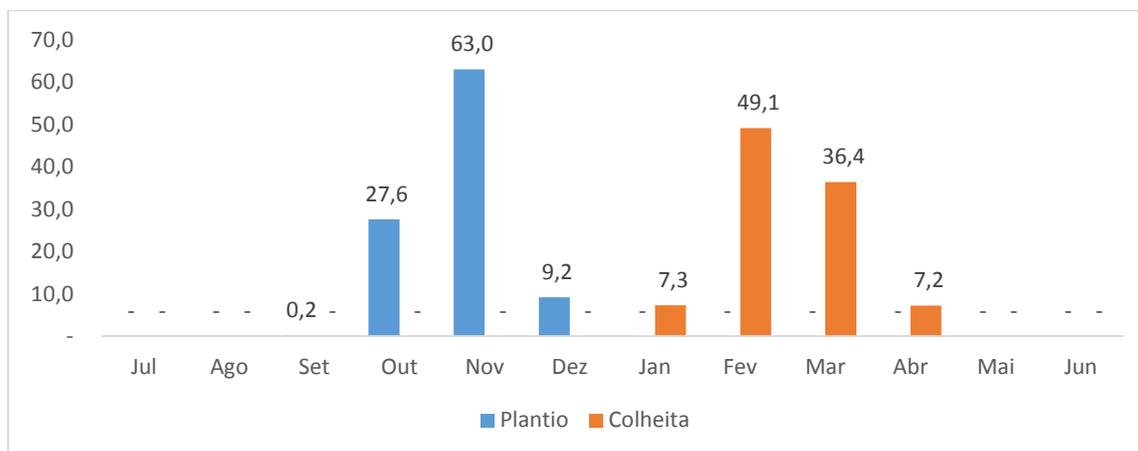


Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados da CONAB (2017).

No caso da Bahia, quase 80% da área destinada à soja é plantada entre dezembro e janeiro, e 99% desta área é colhida entre março e maio. No caso do Mato Grosso, mais de 90% da área destinada a soja é semeada entre outubro e novembro e mais de 85% dessa área é colhida entre fevereiro e março.

Gráfico 13 - Porcentagem de área plantada e colhida para a soja ao longo da safra 2015/2016 para o estado do Mato Grosso.

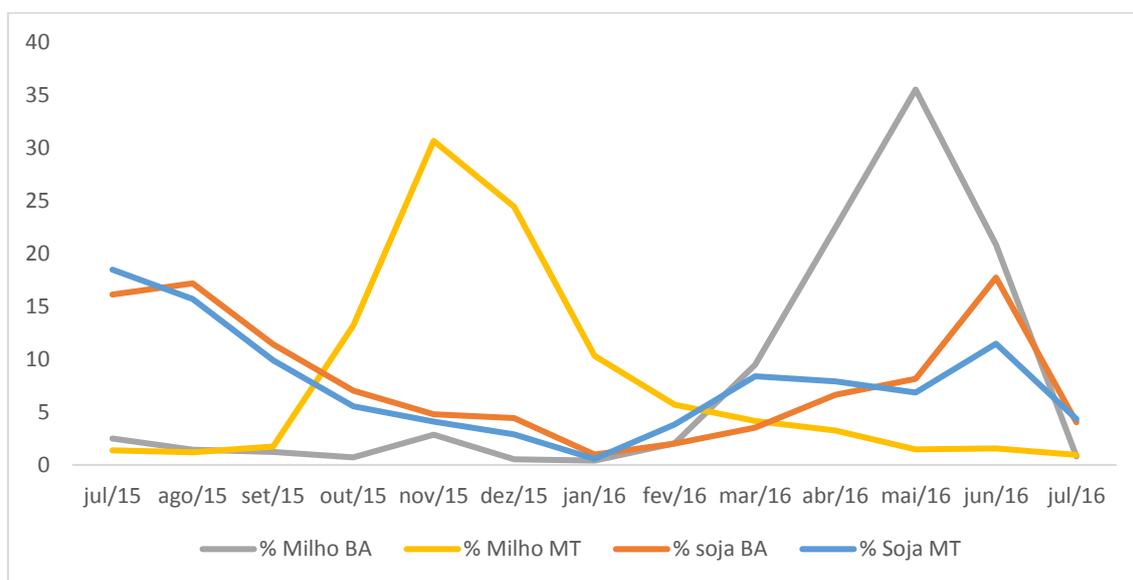


Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados da CONAB (2017).

Como o crédito rural de custeio é destinado, em sua maior parte, a compra antecipada de insumos, ele segue a sazonalidade da produção agrícola. No Gráfico 14 tem-se a porcentagem de contratos de custeio celebrados na safra 2015/2016 em relação ao total de contratos dessa safra. Os contratos estão divididos entre milho e soja para os estados da Bahia e Mato Grosso.

Gráfico 14 – Porcentagem do número de contratos de custeio agrícola ao longo da safra 2015/16.



Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados do Banco Central do Brasil (2017).

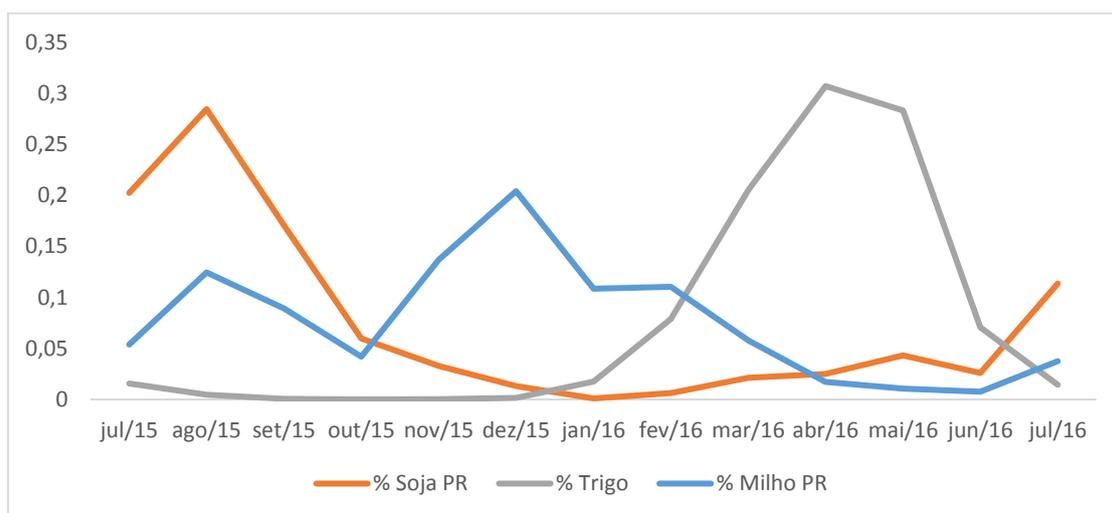
Quando se observa o desenho do gráfico para o estado da Bahia, vê-se que a maior proporção de contratos está entre o período de março a junho. Para o milho, com base no calendário agrícola<sup>8</sup> da Bahia disponibilizado pela CONAB, o período recomendado para o plantio é entre os meses de outubro a fevereiro e a colheita vai de março a agosto. Dessa forma a maioria dos contratos ocorre antes do plantio e durante a colheita da safra anterior. No caso da soja, a maior parte dos contratos são celebrados entre abril e agosto, assim o plantio é indicado entre outubro e dezembro e a colheita entre fevereiro e abril. Mais uma vez a tomada de crédito de custeio antecipa o plantio e ocorre próximo ao período da colheita da safra passada.

<sup>8</sup> Disponível em <http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1644&t=>, último acesso em 11 de novembro de 2017.

Para o Mato Grosso, o maior volume de contratos de custeio de milho<sup>9</sup> ocorre entre outubro e janeiro. Segundo a CONAB, o plantio é recomendado entre janeiro e março e a colheita de maio a agosto. No caso da soja, o período de maior número de contratos é entre março e agosto, o plantio de outubro a dezembro e a colheita entre janeiro e abril. Mais uma vez, há uma sequência entre a tomada de crédito, o plantio e a colheita em ambas as culturas.

De modo a tornar a observação mais fácil, optou-se por separar na Gráfico 15 a porcentagem de contratos de custeio para o estado do Paraná. Nessa figura está apresentado a evolução percentual desses contratos ao longo da safra 2015/2016 para o milho a soja e o trigo.

Gráfico 15 – Porcentagem do número de contratos de custeio agrícola ao longo da safra 2015/16 para o estado do Paraná.



Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados do Banco Central do Brasil (2017).

Iniciando pelo milho, tem-se o maior volume de contratos nos meses de agosto a fevereiro, o plantio recomendado de janeiro a abril e a colheita de maio a setembro. Para a soja a maioria dos contratos foram nos meses de julho a setembro com plantio indicado para outubro a dezembro e a colheita de janeiro a março. No caso do trigo, que é uma

<sup>9</sup> Neste caso foi utilizado o calendário do milho segunda safra, tendo em vista que segundo a CONAB a maior parte da produção Mato-Grossense de milho se dá na segunda safra.

cultura de inverno, vê-se que a maioria dos contratos ocorre entre abril e maio, o plantio vai de abril a julho e a colheita de agosto a dezembro.

Em resumo, quase a totalidade dos contratos de custeio agrícola de milho, soja e trigo são celebrados antes do plantio e conseqüentemente antes da colheita. Em se tratando da análise de casualidade entre uso de insumo e resultado final do processo produtivo na agricultura, o valor dos contratos de custeio agrícola torna-se um bom instrumento na correção de eventual simultaneidade nas estimações, isso devido ao fato de acompanhar a sazonalidade agrícola e preceder as fases de plantio e colheita da produção.

## 6 REFERENCIAL METODOLÓGICO

A partir deste capítulo, serão apresentadas as metodologias utilizadas neste trabalho. Para melhor delinear cada aspecto do procedimento metodológico, este capítulo será dividido em três partes principais: a primeira trata da revisão do modelo econométrico, a segunda da descrição da base de dados e a terceira da apresentação do modelo empírico.

### 6.1 MODELO ECONOMÉTRICO

O modelo econométrico traduz a base na qual se fundamenta a análise empírica deste trabalho (regressões em dados de painel aliado a sistemas de equações com variáveis instrumentais). Para melhor traçar a diferença entre esses modelos, esta seção está dividida em duas outras subseções: a primeira apresentando (em linhas gerais) o modelo de dados de painel propriamente dito; e, a segunda descrevendo o método de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS), que serão utilizados para melhorar a qualidade das regressões derivadas do método de dados de painel clássico.

#### 6.1.1 Análise de Dados em Painel

A análise de dados em painel permite usar dados transversais das séries temporais para examinar questões que não podem ser estudadas apenas em configurações de seção transversal ou de séries temporais separadamente. A principal vantagem de se trabalhar com a análise de dados em painel é que permite uma grande flexibilidade na modelagem das diferenças de comportamento entre os indivíduos, em outras palavras, o uso de dados em painel permite controlar a heterogeneidade individual (GREENE, 2003).

O modelo básico dessa análise está exemplificado na Equação 1.

$$y_{it} = X'_{it}\beta + Z'_i\alpha + v_{it}. \quad (1)$$

Onde tem-se  $y_{it}$  como variável dependente,  $v_{it}$  como termo de erro estocástico,  $k$  regressores em  $X'_{it}$  (não incluindo o termo constante), o termo de efeito individual é  $Z'_i$  que capta a heterogeneidade e contém um termo constante e um conjunto de variáveis específicas individuais ou grupais, observáveis ou não. Conforme Greene (2003), de

acordo com o comportamento do termo  $Z'_i$ , pode-se utilizar determinados modelos de regressão linear ajustados por Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), a seguir será exposto as três principais abordagens para dados em painel que podem ser utilizadas no presente trabalho:

1. Se  $Z'_i$  contiver somente um termo constante, tem-se a regressão em *Pool* que fornece estimativas consistentes e eficientes de  $\beta$ . Contudo, se o conjunto  $Z'_i$  não for observável e correlacionado com  $X'_{it}$ , o estimador de mínimos quadrados de  $\beta$  é tendencioso e inconsistente como consequência de variáveis omitidas.
2. A abordagem de efeitos fixos incorpora todos os efeitos observáveis e especifica uma média condicional estimável. Conforme Equação 2, o termo  $\alpha_i$  passa a ser específico de cada grupo do modelo de regressão:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + \alpha_i + v_{it} \quad (2)$$

Onde  $\alpha_i = Z'_i\alpha$ , de modo que o termo “fixo” indica que o termo não varia ao longo do tempo.

3. Se a heterogeneidade individual não observada for considerada como não correlacionada com os regressores incluídos, a abordagem de efeitos aleatórios pode ser ajustada por meio do OLS.

$$y_{it} = X'_{it}\beta + E[Z'_i\alpha] + \{Z'_i\alpha - E[Z'_i\alpha]\} + v_{it} = X'_{it}\beta + \alpha + \mu_i + v_{it} \quad (3)$$

Onde  $\mu_i$  é tratado como um elemento aleatório específico de cada grupo, semelhante a  $u_{it}$ , com a diferença de que é o mesmo em cada período de tempo.

De modo geral, modelos em dados de painel estimados sob a abordagem de efeitos fixos visam controlar os efeitos das variáveis omitidas que variam entre indivíduos e permanecem constantes ao longo do tempo, por meio de um intercepto específico para cada unidade de corte transversal. No caso do modelo de efeitos aleatórios (ou de componentes de erro, como também é conhecido), o termo  $\alpha$  é tratado como o valor médio de todos os interceptos de corte transversal e o termo  $\mu_i$  representa o desvio aleatório do intercepto individual de seu valor médio (GUJARATI, 2006).

No que diz respeito ao modelo de regressão de componentes de erro, há duas abordagens. Conforme Baltagi (2005) a primeira abordagem é tratada na Equação 3 e conhecida como “*one-way*”, nesta abordagem o termo  $\mu_i$  denota o efeito individual específico não observado, assim tem-se de uma forma genérica a Equação 4, onde o termo de erro  $u_{it}$  pode ser visto como a soma dos termos de erro mencionados na Equação 3:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} \quad (4)$$

Onde  $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ , e deve-se notar que  $\mu_i$  é invariante no tempo e pode ser tratado como o termo que agrega a habilidade individual não observada.

Ainda, segundo Baltagi (2005), há outra abordagem que leva em consideração dois componentes de erro aleatórios (*two-way*), de modo que o termo de erro  $u_{it}$ , passa a ser apresentado como na Equação 5:

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (5)$$

Onde  $\mu_i$  denota o efeito individual não observado já discutido anteriormente,  $\lambda_t$  denota o efeito temporal não observado e  $v_{it}$  é o termo de erro estocástico. Deve-se notar que  $\lambda_t$  não varia entre os indivíduos e leva em consideração algum efeito temporal que não está incluído na regressão.

Dentre os métodos disponíveis para definir qual o modelo mais adequado (se os estimados com efeitos fixos ou os estimados com efeitos aleatórios), é muito comum a utilização do teste proposto por Hausman (1978), sob a hipótese nula de que os estimadores do modelo de efeitos fixos e do modelo de componente dos erros não diferem substancialmente dos encontrados para as estimações sob efeitos aleatórios. O teste estatístico formulado por Hausman tem uma distribuição de  $\chi^2$  assintótica. Caso a hipótese nula seja rejeitada, é preferível utilizar o modelo de efeitos fixos (GREENE, 2003; GUJARATI, 2006).

No processo de escolha entre qual modelo deve ser utilizado, deve-se levar em consideração outras questões além do resultado do teste de especificação de Hausman. Uma suposição muito importante do modelo de componentes de erro é que  $E(u_{it}/X_{it}) = 0$ , como o termo de erro contém efeitos não observados que não variam entre os indivíduos (o termo  $\mu_i$ ) que podem estar correlacionados com o  $X_{it}$ .

O teste de Hausman se baseia nesta hipótese de modo que se o termo  $\mu_i$  pode estar correlacionado com as variáveis  $X_{it}$  o estimador de efeitos fixos é eficiente dentro de uma classe de estimadores de informações limitadas. Se o  $\mu_i$  for assumido como não correlacionado com as variáveis no  $X_{it}$ , os estimadores de efeitos aleatórios são mais eficientes do que o estimador de efeitos fixos (MUNDLAK, 1978).

Neste contexto, Hausman e Taylor (1981) propuseram um modelo baseado em variáveis instrumentais que permitem que alguns dos regressores sejam correlacionados com os efeitos individuais, de modo a viabilizar o uso do modelo de componentes de erro que, como mencionado, é mais eficiente que o modelo de efeito fixo na ausência de endogeneidade (BALTAGI, 2005).

### 6.1.2 Método 2SLS para Dados de Painei

Uma das premissas básicas do modelo OLS é que as variáveis explanatórias sejam distribuídas independentemente do termo de erro. Em outras palavras, que não haja correlação com os demais regressores e com o termo de erro. Se tal premissa é válida, tem-se um regressor (ou conjunto de regressores exógenos) consistentes. Caso contrário, pode-se supor a existência de um ou mais regressores endógenos, gerando vieses nos resultados obtidos para os estimadores. Se uma relação de endogeneidade está presente, os estimadores serão inconsistentes e tendenciosos de modo que podem estar subestimando ou superestimando os resultados. Para melhor exemplificar essa relação de endogeneidade, tem-se a Equação 6.

$$y_{it} = Y_{it}\gamma + X_{it}\beta + \mu_i + v_{it} = Z_{it}\delta + u_{it} \quad (6)$$

Onde  $y_{it}$ , é a variável dependente,  $Y_{it}$  é um vetor de  $g_1$  variáveis endógenas incluídas, e essas variáveis podem ser correlacionadas com o  $u_{it}$ ,  $X_{it} = [X_{1it}, X_{2it}]$  é o conjunto de todas as variáveis exógenas do sistema, onde  $X_{1it}$  é um vetor de  $k_1$  variáveis exógenas incluídas e esta equação é identificada com  $k_2$  variáveis exógenas excluídas ( $X_{2it}$ ),  $u_{it} = \mu_i + v_{it}$  e  $Z_{it} = [Y_{it} X_{it}]$ . Tanto o estimador de efeitos fixos como o de efeitos aleatórios podem ser aplicados a Equação 6, de modo que cada um tem um pressuposto diferente sobre o comportamento do termo  $\mu_i$  (KRISHNAKUMAR e BALESTRA, 1987).

A abordagem de variáveis instrumentais aplicada a mínimos quadrados de dois estágios para modelos de dados de painel difere da abordagem geral, o foco desse método está na principal suposição do modelo de efeitos aleatórios. O modelo de componentes de erro requer que  $E(u_{it}|X_{it}) = 0$ , ou seja, que o termo de erro contenha efeitos individuais invariantes no tempo (o termo  $\mu_i$ ), que não são observados e que não podem ser correlacionados com  $X_{it}$ . Caso a hipótese de não correlação entre  $X_{it}$  e o termo  $\mu_i$  seja rejeitada, o que representa o mesmo que  $E(u_{it}|X_{it}) \neq 0$ , o estimador de efeitos aleatórios seria tendencioso e inconsistente (BALTAGI, 2005).

No que diz respeito ao estimador de efeitos fixos, mesmo com  $E(u_{it}|X_{it}) \neq 0$ , este estimador continua sem viés e consistente para  $\beta$ . A consequência do uso do estimador de efeitos fixos é que não é possível estimar coeficientes em variáveis que não mudam no tempo e toda a inferência é condicionada ao  $\mu_i$  na amostra. Quando se pode assumir que  $\mu_i$  não está correlacionado com outras variáveis, pode-se utilizar um modelo de efeitos aleatórios (BALTAGI, 2005).

O estimador de efeitos fixos continua sem viés quando  $E(u_{it}|X_{it}) \neq 0$  devido ao processo de transformação interna que permite remover o termo  $\mu_i$  viabilizando o referido estimador. A transformação interna de uma variável  $w$  é descrita na Equação 7.

$$\tilde{w}_{it} = w_{it} - \bar{w}_i + \bar{w} \quad (7)$$

Onde,

$$\bar{w}_i = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{T_i} w_{it} \quad (8)$$

$$\bar{w} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} w_{it} \quad (9)$$

Nas Equações 8 e 9,  $n$  é o número de grupos e  $N$  é o número total de observações da variável. A partir da transformação interna da Equação 6 tem-se a Equação 10 a partir da qual pode-se obter  $\tilde{y}_{it}$  de  $\tilde{Z}_{it}$  com  $X_{it}$  instrumentos por meio do modelo 2SLS de modo que o termo  $\mu_i$  é removido.

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{Z}_{it} + \tilde{v}_{it} \quad (10)$$

Se por um lado as regressões com dados em painel de efeito fixo são consistentes na hipótese de  $E(u_{it}|X_{it}) \neq 0$  para  $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ , o estimador de OLS para efeitos fixo e efeitos aleatórios continuam inconsistentes no caso de  $E(v_{it}|X_{it}) \neq 0$ . Dessa forma, a abordagem de estimação em dois estágios com o uso de variáveis instrumentais é indicada para correção deste problema.

A endogeneidade de um regressor é causada, principalmente, por variáveis omitidas, erros de mensuração, seletividade de amostras, auto seleção, simultaneidade (dupla relação causal entre a suposta variável endógena e seu regressor endógeno) ou outros motivos. Aplicar uma regressão OLS, como a descrita na Equação 6, com a presença de um regressor endógeno, incorreria em um modelo inconsistente, tendo em vista o viés causado pela correlação de  $X_{it}$  com  $u_{it}$ . Uma das maneiras de solucionar esse problema seria introduzir uma variável que serviria de instrumento para reduzir (ou até mesmo anular) a endogeneidade existente, doravante chamada de *variável instrumental* (IV). Essa variável, para gerar esse efeito, deve ser altamente correlacionada com o regressor endógeno e não correlacionada com o termo de erro (GUJARATI, 2006).

Se por um lado uma estimativa com variáveis instrumentais evita a tendenciosidade e a inconsistência do modelo, por outro, há uma perda de eficiência quando o regressor e o termo de erro não estão de fato correlacionados. Ou seja, a variância assintótica do estimador de variáveis instrumentais será sempre maior, e às vezes muito maior do que a variância assintótica do estimador de mínimos quadrados. Entretanto, caso realmente haja a correlação entre regressores e o termo de erro, a perda de eficiência é um preço que vale a pena ser pago (BAUM, SCHAFFER e STILLMAN, 2003).

Como delineado anteriormente, uma variável instrumental deve satisfazer dois requisitos básicos: o primeiro é ser correlacionada com as variáveis endógenas incluídas (variáveis qualitativas do modelo) e a outra é não ser correlacionada com o termo de erro. Quanto ao primeiro requisito, Olea e Pflueger (2013) desenvolveram um teste de instrumentos fracos que é robusto quanto a heterocedasticidade, correlação serial e *clustering*. O *weakivtest* testa a hipótese nula de que os instrumentos são fracos, a rejeição da hipótese nula indica que os instrumentos são adequados, porém somente pode ser aplicado ao modelo de efeitos fixo em dois estágios (FE2SLS).

No que diz respeito ao requisito da não correlação entre a variável instrumental e o erro, o teste de sobreidentificação de restrições é o diagnóstico mais utilizado para

avaliar a adequação do modelo, a rejeição da hipótese nula indica que pelo menos um instrumento não é válido, ou seja, a rejeição da hipótese nula implica que os instrumentos não satisfazem as condições de ortogonalidade necessárias para sua utilização, estando o modelo não especificado corretamente. Porém, este teste não se aplica quando existe um único instrumento no modelo (BAUM, SCHAFFER e STILLMAN, 2003).

## 6.2 BASE DE DADOS

A base de dados utilizada neste trabalho foi disponibilizada pela Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), uma empresa pública vinculada ao Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento (MAPA), cujo um dos objetivos é realizar estudos no âmbito da produção agropecuária, seus preços, custos, safras, além de executar a política de preços mínimos. Os dados utilizados no cálculo dos custos de produção<sup>10</sup> foram disponibilizados pela CONAB e abrangem o período da safra de 1997/1998 até a safra 2016/2017 para os principais estados produtores, referentes às *commodities* de milho, soja e trigo, totalizando uma amostra de aproximadamente 400 observações. As séries históricas anuais das safras, que foram utilizados no cálculo do valor bruto da produção<sup>11</sup>, também foram disponibilizados pela CONAB.

Dentre os principais dados disponibilizados pela CONAB, encontram-se a área plantada por estado em mil hectares, o total produzido em mil toneladas e a produtividade em kg por hectare. Além disso, é divulgado ao final de cada safra a estimativa do custo de produção para os principais produtores de cada *commodity*.

Esses custos são apresentados em custo por saca e custo por hectare, e englobam várias rubricas que são divididas em despesas de custeio (onde se encontram delineados os gastos com operação de máquinas, mão-de-obra e insumos), além de outras despesas como transporte e armazenagem, despesas financeiras, depreciações e até remuneração esperada de fatores de produção.

### 6.2.1 Conceito de Unidade Produtiva Modal

A metodologia utilizada no levantamento desses custos de produção tem por base o conceito de unidade produtiva modal, que nada mais é do que estimar a combinação de

---

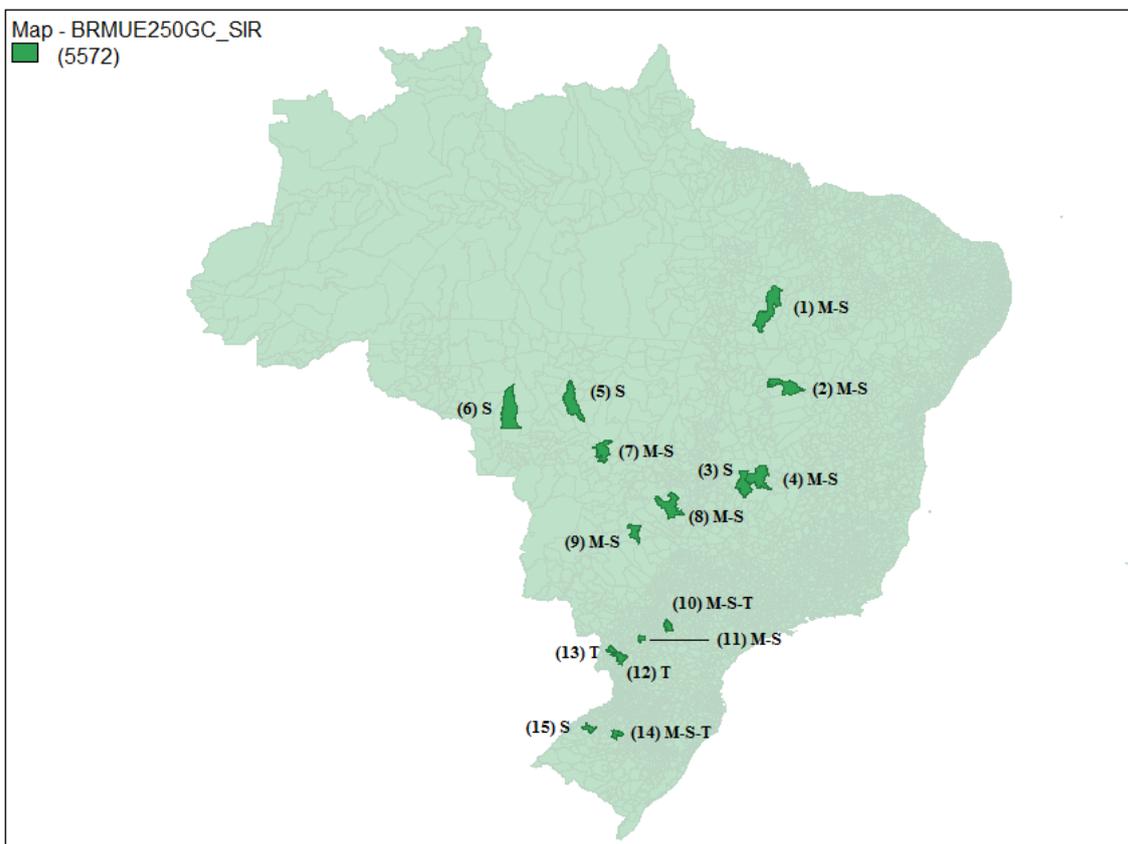
<sup>10</sup> Disponível em: <http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1546&t=2>, último acesso em 20/08/2017.

<sup>11</sup> Disponível em: <http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1252&t=2>, último acesso em 20/08/2017.

insumos, máquinas, mão-de-obra, etc. (referente a uma produção por hectare média), mais utilizado em determinada região. Dessa forma, o cálculo dos custos estimados com base nesse sistema de produção representa o mais comum em determinada região/município produtor, que passa a representar os custos da unidade da federação.

O Mapa 1 apresenta os 15 municípios representativos utilizados pela CONAB para a estimação dos custos de produção para o milho, a soja e o trigo. Os números em parênteses representam os municípios conforme delineados no Quadro 1, onde as letras representam os produtos que tiveram seus custos estimados nos respectivos municípios, a saber: M para o milho, S para a soja e T para o trigo.

Mapa 1 – Localização geográfica e lavouras utilizadas nas estimativas dos custos de produção.



Fonte: O Autor (2017).

Nota: Elaborado com base nos dados cartográficos disponibilizados pelo IBGE (2017).

Quadro 1 – Código dos municípios.

<b>Município/UF</b>	<b>Código</b>
Balsas/MA	(1)
Barreiras/BA	(2)
Cristalina/GO	(3)
Unaí/MG	(4)
Primavera do Leste/MT	(5)
Sapezal Novo Parecis/MT	(6)
Sorriso/MT	(7)
Rio Verde/GO	(8)
Chapadão do Sul/MS	(9)
Londrina/PR	(10)
Campo Mourão/PR	(11)
Cascavel/PR	(12)
Toledo/PR	(13)
Cruz Alta/RS	(14)
São Luiz Gonzaga/RS	(15)

Fonte: O Autor (2017).

### 6.2.2 Cálculo do Valor Bruto da Produção

Para se calcular o Valor Bruto da Produção (VBP), é necessário identificar o nível de preços praticados no período referente aos anos agrícolas 1997/1998 a 2016/2017. Para isso, serão utilizados os preços médios de produtos agrícolas disponibilizados pelo Departamento de Economia Rural (DERAL)<sup>12</sup> do governo do Paraná, e pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA)<sup>13</sup>, referente a cada uma das *commodities* a serem analisadas nas estimações econométricas. Ambos os institutos são reconhecidos nacionalmente, sendo os níveis de preços estimados por ambos uma amostra representativa dos preços médios das *commodities* negociadas em seus principais mercados internos.

<sup>12</sup> Disponível em: <http://www.agricultura.pr.gov.br/modules/conteudo/conteudo.php?conteudo=75>, último acesso em 31/08/2017.

<sup>13</sup> Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/consultas-ao-banco-de-dados-do-site.aspx>, último acesso em 31/08/2017.

O Quadro 2 apresenta os índices de preços utilizados e as variáveis que foram deflacionadas com cada índice.

Quadro 2 – Listagem das variáveis utilizadas no modelo e seu respectivo índice de preços.

<b>Variável</b>	<b>Índice de Preços Utilizado</b>	<b>Descrição do Índice</b>
<i>VBP</i>	<i>IPR Lavouras</i>	Índice de Preços Recebidos pelos Produtores Rurais - Lavouras
<i>Gasto com Sementes</i>	<i>IPP Sementes</i>	Índice de Preços Pagos pelos Produtores Rurais - Sementes
<i>Gasto com Fertilizantes</i>	<i>IPP Fertilizantes</i>	Índice de Preços Pagos pelos Produtores Rurais - Fertilizantes
<i>Gasto com Agrotóxicos</i>	<i>IPP Agrotóxicos</i>	Índice de Preços Pagos pelos Produtores Rurais - Agrotóxicos
<i>Gasto com Depreciação de Máquinas</i>	<i>IPP Brasil</i>	Índice de Preços Pagos pelos Produtores Rurais - Brasil
<i>Gasto com Depreciação de Benfeitorias e Instalações</i>	<i>IPP Brasil</i>	Índice de Preços Pagos pelos Produtores Rurais - Brasil
<i>Gasto com Depreciação de Implementos</i>	<i>IPP Brasil</i>	Índice de Preços Pagos pelos Produtores Rurais - Brasil
<i>Gasto com Assistência Técnica</i>	<i>IPP BRASIL</i>	Índice de Preços Pagos pelos Produtores Rurais - Brasil
<i>Pagamento de Juros</i>	<i>IPP BRASIL</i>	Índice de Preços Pagos pelos Produtores Rurais - Brasil
<i>Oferta Monetária</i>	<i>IPR Brasil</i>	Índice de Preços Recebidos pelos Produtores Rurais - Brasil
<i>Valor dos Contratos de Custeio Agrícola por UF</i>	<i>IGP-DI</i>	Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna

Fonte: O Autor (2017).

Todas as variáveis utilizadas nesta pesquisa foram deflacionadas por índices de preços disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV), conforme Quadro 2. Como o IBRE/FGV disponibiliza índices de

preços específicos para vários insumos e produtos, procurou-se deflacionar cada variável pelo seu respectivo índice, de modo a captar o efeito de variações reais de forma mais fidedigna possível.

O VBP utilizado nesta pesquisa foi estimado por hectare, deflacionado pelo Índice de Preços Recebidos pelos Produtores Rurais – Lavouras (IPR – Lavouras) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) e calculado para cada *commodity* e cada unidade produtiva. O cálculo do VBP por hectare para cada *commodity*, doravante identificada por  $VBP h_{ni}$ , é definida pela Equação 11, obtida pela multiplicação do preço médio em reais  $P$ , disponibilizados pela DERAL e pelo CEPEA, pela quantidade efetivamente produzida  $Q$ , disponibilizada pela CONAB, sendo enfim dividida pela área plantada em hectares  $Ah_{ni}$ . A quantidade produzida referente à  $n$ -ésima cultura, em cada  $i$ -ésima unidade produtiva, identificam variáveis por cultura e unidade produtiva, já o preço médio será obtido para todas as culturas, mas será fixo por estado, dada a indisponibilidade de tais dados por unidade produtiva junto à DERAL/CEPEA.

$$VBP h_{ni} = P_n \cdot \frac{Q_{ni}}{Ah_{ni}} \quad (11)$$

### 6.2.3 Cálculo para o Custo

A metodologia de cálculo do custo de produção utilizada pela CONAB se baseia na multiplicação de uma *matriz de coeficientes técnicos* pelo *vetor de preços* dos fatores. O cálculo da matriz de coeficientes técnicos se baseia no conceito de unidade produtiva modal, já mencionado, e leva em consideração a combinação de insumos, serviços e máquinas e implementos utilizados ao longo do processo produtivo, de modo que esse *pacote tecnológico* “indica a quantidade de cada item em particular, por unidade de área, que resulta em um determinado nível de produtividade” (CONAB, pg. 4, 2017). No que diz respeito aos preços dos fatores, os mesmos são coletados periodicamente nas zonas de produção das Unidades da Federação, de modo a refletir, com a máxima fidedignidade, os preços efetivamente pagos pelos produtores.

A CONAB disponibiliza os custos de produção por saca e por hectare (neste trabalho foi utilizado o custo por hectare). No cálculo do custo por hectare, a CONAB baseia sua projeção na produtividade esperada por hectare, de modo que essa

produtividade venha variar para cada unidade produtiva modal, refletindo o desempenho esperado de determinada região. Em seguida o custo por saca será multiplicado pela quantidade de sacas esperada por cada unidade produtiva por hectare. Para alguns estados, a CONAB calcula o custo para mais de uma unidade produtiva modal, ou seja, mais de um município representativo, mas na maior parte dos casos, a análise se detém a um único município representativo<sup>14</sup>.

De forma resumida, o método de cálculo está apresentado na Equação 12, onde o custo por hectare  $CH_{ni}$ , para a n-ésima *commodity* e para a i-ésima unidade produtiva, será igual ao custo multiplicado por saca de uma dada *commodity*,  $CS_{ni}$ , pela sua respectiva produção esperada por hectare,  $QE_{ni}$ .

$$CH_{ni} = CS_{ni} \cdot QE_{ni} \quad (12)$$

### 6.3 DESCRIÇÃO DO MODELO EMPÍRICO

O método empírico é composto de dois modelos, sob duas abordagens diferentes. O primeiro representa o modelo de efeito fixo e o segundo o de efeito aleatório, sob suas formas convencionais. Esses dois modelos serão também abordados por meio do método 2SLS de regressão em dois estágios, com o uso de variáveis instrumentais. As principais variáveis do modelo estão descritas no Quadro 3.

---

<sup>14</sup> Como no presente estudo leva em consideração a evolução das unidades produtivas ao longo do tempo, não o desempenho das unidades da federação, não se fez necessário calcular o custo médio nos casos de mais de uma unidade produtiva modal por estado.

Quadro 3 – Listagem das variáveis utilizadas no modelo estimado (designação utilizada e descrição).

Variáveis	Variável	Descrição/ Unidade de medida
Variável Dependente	<i>LNVBP</i>	Logaritmo natural do valor bruto da produção deflacionado pelo IPR (em reais por hectare)
Regressor Endógeno (Y)	<i>LNPTTE</i>	Logaritmo natural do somatório do gasto com fertilizantes, agrotóxicos e sementes deflacionado pelo IPP (em reais por hectare)
Variáveis de Controle (X)	<i>LNK</i>	Logaritmo natural do gasto com reposição do capital deflacionado pelo IPP (em reais por sacas)
	<i>LNAT</i>	Logaritmo natural do gasto com assistência técnica deflacionado pelo IPP (em reais por sacas)
	<i>LNJU</i>	Logaritmo natural do gasto com juros deflacionado pelo IPP (em reais por sacas)
	<i>D</i>	<i>Dummy</i> que se propõe a captar o efeito negativo de eventos externos ao processo produtivo (como pragas, doenças, mudanças nas condições climáticas, etc.), assume o valor de 1 sempre que a produtividade cai 10% ou mais com relação ao período anterior).
	<i>LNVBPDEF</i>	Logaritmo natural do valor bruto da produção deflacionado pelo IPR (em reais por hectare) da safra anterior, ou seja, defasado em um período.
	<i>LNMI</i>	Logaritmo natural da oferta de moeda M1 (em reais deflacionado pelo IPR)
Variável Instrumental	<i>LNCUST</i>	Logaritmo natural do valor em reais dos contratos de custeio por estado, deflacionado pelo IGP-DI.

Fonte: O Autor (2017).

Conforme descrito no Quadro 3, a variável *LNPTTE* representa o gasto real com insumos e pode estar correlacionado com o termo de erro  $u_{it}$ , para corrigir a provável

endogeneidade do regressor  $LNPT E$ , será utilizado o valor dos contratos de custeio ( $LNCUST$ ) como instrumento. Para diminuir o desvio padrão e melhorar a eficiência das estimativas em dois estágios, serão utilizadas variáveis de controle, igualmente descritas no Quadro 3.

Como *proxy* para o capital ( $LNK$ ), utilizou-se os gastos reais com depreciação de máquinas, implementos, instalações e benfeitorias. As variáveis  $LNPT E$ ,  $LNK$ , bem como os gastos reais com assistência técnica e com juros compõem os regressores que fazem diretamente parte do processo de decisão do produtor rural. A *dummy*  $D$ , o VBP defasado e a oferta monetária, por sua vez, compõem as variáveis que fogem ao controle do agricultor. A primeira visa captar eventos climáticos, pragas e doenças da lavoura, etc., a segunda pretende captar a influência do resultado da safra passada sobre as escolhas de insumos atuais. A oferta monetária visa identificar o efeito do desempenho da economia como um todo sobre o resultado das culturas, tendo em vista que a oferta monetária pode ser utilizada com *proxy* para a renda agregada.

Com base em outros trabalhos semelhantes, é de se esperar que o coeficiente do  $LNPT E$  apresente sinal positivo, tendo em vista que um maior gasto real com insumos por hectare implica em uma produção por hectare maior e conseqüentemente um VBP maior. No caso do coeficiente do  $LNK$ , espera-se que seja positivo, mas que não seja muito relevante, dado que as propriedades agrícolas necessitam de um capital mínimo para produzir, mas a partir deste não se espera que a produção por hectare aumente fortemente dado aumentos no gasto real com capital por hectare. Juros e assistência técnica também devem ter os sinais positivos, no caso da variável *dummy* o seu sinal deverá ser negativo. Por fim, o VBP defasado deverá ter um coeficiente positivo, bem como a oferta monetária e a variável instrumental.

Com o intuito de facilitar a visualização do modelo de dados em painel, ele está delineado através da Equação 13.

$$LNVP_{it} = \alpha + \beta LNPT E_{it} + \gamma X_{it} + u_{it} \quad (13)$$

Para  $u_{it} = \mu_i + v_{it}$  representando a soma do efeito individual não observado e do termo de erro, o  $X_{it}$ , por sua vez, englobando todas as variáveis de controle.

Conforme exposto anteriormente, o modelo de efeito aleatório é mais eficiente que o modelo de efeito fixo na ausência de endogeneidade, em outras palavras, o modelo de efeitos fixos é um modelo consistente, mas limitado e, dentre as suas limitações, não

incorpora variáveis que são fixas no tempo, enquanto o modelo de efeito aleatório tem como suposição forte a afirmação de que os regressores não são correlacionados com  $u_i$  sob pena de inconsistência e tendenciosidade (BALTAGI, 2005).

Dessa forma, o teste de Hausman tem importância fundamental ao levar em consideração possível correlação entre os regressores e o termo de erro  $u_i$ . Mesmo antes de se considerar a correlação entre  $LNPT E_{it}$  e o termo de erro  $u_i$ , deve-se levar em consideração a possível correlação entre o referido logaritmo do gasto com insumos (o termo  $LNPT E_{it}$ ) e o termo  $v_{it}$ , o que por sua vez não inviabilizaria somente os resultados do modelo de efeitos aleatórios mas, deixaria inconsistentes os dados de ambos os modelos (efeitos fixos e aleatórios).

#### 6.4 O VALOR DOS CONTRATOS DE CUSTEIO AGRÍCOLA COMO INSTRUMENTO

Com o objetivo de evitar estimações inconsistentes devido à possível endogeneidade para o modelo ( $E(v_{it}/X_{it}) \neq 0$ ), é proposto utilizar o valor dos contratos de crédito rural de custeio como instrumento, de modo que essa variável, provavelmente não correlacionada com o erro e correlacionada com  $LNPT E_{it}$  corrigiria o problema de inconsistência nas estimações.

O crédito rural é um importante instrumento de política econômica e foi de fundamental importância no processo de modernização da agricultura brasileira, sobretudo viabilizou a tecnificação e a utilização maciça de insumos industriais (TEIXEIRA, 2005). Conforme o Manual do Crédito Rural<sup>15</sup>, o crédito de custeio é destinado às despesas normais do ciclo produtivo e a aquisição antecipada de insumos. Com base nos dados da CONAB, verificou-se também que quase a totalidade das despesas com custeio da produção são com insumos como sementes, fertilizantes e agrotóxicos. Assim, deve haver uma correlação bastante razoável entre o crédito de custeio e o gasto com insumos.

O primeiro requisito que um bom instrumento deve satisfazer, conforme visto anteriormente, é ser correlacionado com o provável regressor endógeno, esse primeiro requisito está sendo atendido pela variável instrumental escolhida. O segundo requisito é a não correlação entre essa variável e o termo de erro, a esse respeito identificou-se ao longo desta pesquisa que a possível fonte de endogeneidade é a dupla simultaneidade

---

<sup>15</sup> Disponível em <https://www3.bcb.gov.br/mcr>, último acesso em 12/10/2017.

entre o VBP e o custo com insumos, dado que uma maior utilização de insumos permite uma produção maior e conseqüentemente um VBP maior, ao mesmo tempo que um VBP maior exige que sejam adquiridos mais insumos.

Conforme discutido no Capítulo 5 e visualizado nas Figuras 12 e 13, o período de obtenção do crédito de custeio precede as etapas de plantio e colheita das lavouras, de modo que o  $VBP_{nit}$ , da  $n$ -ésima cultura, na  $i$ -ésima unidade de produção e na  $t$ -ésima safra dificilmente acarretará problema de dupla casualidade com  $LNPTE_{nit}$  caso o crédito de custeio seja utilizado como instrumento, mesmo que o nível de previsão do produtor rural seja muito bom, de acordo com Timmer (1988), por melhor que possa ser essa previsibilidade do produtor rural o risco e a incerteza tornam mais difícil a tomada de decisão, pois os agricultores devem decidir a quantidade de insumos utilizados sem ter certeza do preço futuro e de como o clima se comportará. No entanto, o valor bruto da produção defasado,  $VBP_{nit-1}$ , pode muito bem estar correlacionado com o crédito de custeio, de modo que se está variável não estiver incluída no modelo, pode-se incorrer no problema de omissão de variáveis, o que tornaria o nosso possível instrumento inviável devido a correlação com o termo de erro  $v_{it}$ .

Outro ponto em questão, é o problema que traz quando se analisa conjuntamente várias culturas, mesmo que o problema da dupla casualidade provavelmente esteja resolvido entre  $VBP_{it}$  e  $LNPTE_{it}$  por meio do instrumento  $LNCUST_{it}$ , o uso conjunto dessas três culturas (milho, soja e trigo) pode ocasionar simultaneidade entre o  $VBP_{nt}$  de uma cultura e o  $LNPTE_{nt}$  de outra cultura. Isso pode ser exemplificado no cultivo de milho e soja, que ocorre dentro de uma mesma safra, quando o produtor no Mato Grosso começa a plantar a soja, ele já colheu o milho de modo que já tem uma boa estimativa de quanto será o seu VBP referente ao milho, que por sua vez pode incentivar uma determinada aquisição de insumos para a produção da soja, revertendo a casualidade entre insumos e VBP.

Conforme discutido no Capítulo 5, a aquisição do crédito de custeio para uma determinada lavoura dificilmente será incentivada pelo VBP de outra lavoura numa mesma safra, pois geralmente ocorre antes do resultado final ou quando não, simultaneamente com a colheita de outras culturas, de modo que o produtor ainda não tem certeza do seu resultado pois ainda terá pela frente o risco associado ao preço de venda. Dessa forma, o crédito de custeio não estaria correlacionado com o termo de erro em nenhuma das duas possibilidades aqui tratadas (simultaneidade e variáveis omitidas), de modo que atuaria como um bom instrumento na correção da endogeneidade.

## 7 RESULTADOS E DISCUSSÕES

A presente sessão expõe os resultados das estimações dos modelos e faz uma análise acerca dos coeficientes encontrados em contexto com a teoria. A Tabela 3 apresenta um resumo das estimativas em painel para os dados, nesta tabela tem-se os coeficientes estimados para o modelo de efeito fixo e aleatório de forma convencional (modelos 1 e 2 respectivamente), e os coeficientes estimados por meio da abordagem de dois estágios com o uso do logaritmo do valor dos contratos de custeio agrícola como instrumento (modelo 3).

Tabela 3 – Coeficientes dos modelos de efeitos fixos, aleatórios e do modelo FE2SLS.

Especificação do Modelo	Efeito Fixo (1)	Efeito Aleatório (2)	FE2SLS (3)
LNPTE	-0,2470 *	-0,1666 *	-0,5212 *
LNK	0,0228	0,0488	0,0164
LNAT	0,1081 *	0,0033	0,1415 *
LNJU	0,0701 **	0,0026	0,1142 *
D	-0,3478 *	-0,4550 *	-0,3699 *
LNVBPDEF	0,2010 *	0,6579 *	0,1818 *
LNMI	0,1150 **	0,0830	-0,0025
Constante	4,0136 *	1,5629 **	-

\*Significante a 1%, \*\*significante a 5%, \*\*\*significante a 10%, as demais não foram significantes.

Fonte: O Autor (2017).

De uma forma geral o coeficiente do logaritmo natural do gasto com insumos se mostrou significativo. No que diz respeito as demais variáveis, o logaritmo do capital não se mostrou significativo em nenhum dos 3 modelos, o logaritmo do gasto com assistência técnica e juros não se mostraram significantes no modelo 2 assim como o logaritmo da oferta monetária não se mostrou significativo nos modelos 2 e 3. As demais variáveis foram significantes a algum nível.

No que diz respeito ao sinal das variáveis, observa-se uma resposta inversa do logaritmo natural do VBP em relação ao gasto com insumos nos três modelos apresentados, de maneira geral esse resultado é contrário ao esperado nos resultados

empíricos de outros autores, como Felema *et al* (2013), onde constatou-se uma relação positiva entre o valor dos insumos agropecuários e o VBP. Contudo, no trabalho citado, as estimações, tanto do VBP como do uso de insumos, foram a nível municipal utilizando dados transversais do censo agropecuário de 2006 por estado e de forma geral para a agropecuária brasileira.

No que diz respeito ao presente trabalho, as estimações se deram a nível de hectare (de modo a observar o efeito em termos de produtividade média da terra) e para três lavouras temporárias selecionadas (milho, soja e trigo). Outra diferença fundamental é que os resultados levam em consideração tanto a questão espacial quanto a evolução das culturas ao longo do tempo (dados em painel), o que o estudo anterior não faz (dados de corte transversal).

De qualquer forma, essa correlação negativa revela um papel duplo da intensificação no uso de insumos pelas propriedades rurais, tendo em vista que tal crescimento nos gastos com insumos representa aumento considerável nos custos de produção (conforme exposto nas Figuras 8, 10 e 11), ao mesmo tempo que reduz a receita por hectare das propriedades. Em outras palavras, o crescimento do uso de insumos por hectare provoca aumento nos custos e queda na receita impactando no lucro e na viabilidade econômica das lavouras ao longo do tempo.

A correlação negativa entre LNVP e LNPTTE nos modelos 1 e 2 e confirmada com o uso de variável instrumental no modelo 3, poderia sugerir que aumentos reais no gasto com insumos por hectare leva a queda no VBP por hectare, este resultado pode ser explicado por dois fatores diferentes. Como visto anteriormente, apesar de os preços da soja e do trigo serem muito influenciados pelo mercado internacional destas *comodities*, os preços do milho são determinados, em grande parte, no mercado interno, além de que há uma relação muito íntima entre os mercados de soja e milho, e até entre a produção de soja e trigo. Assim, a intensificação no uso de insumos provocaria aumento na produtividade da terra o que por sua vez aumentaria a oferta e, dado o que foi exposto, impactaria negativamente nos preços.

Em outras palavras, aumentos reais nos gastos médios com insumos por hectare levaria a aumento na produção média por hectare, o que por sua vez implicaria em aumento geral na produção, este incremento na oferta dessas *commodities* poderia causar queda nos preços internos, dado as relações entre os mercados e os preços descritas na seção 2.2. Isto posto, provocaria a queda no VBP por hectare dependendo da magnitude da queda nos preços. A própria tendência decrescente dos preços reais das *commodities*

agrícolas ao longo do tempo também contribuiria para essa queda no resultado por hectare.

Outro ponto de vista acerca do resultado também poderia sugerir que níveis mais baixos de produtividade estão associados a maior utilização de insumos de modo que, devido a fatores relacionados as diferenças de produtividade entre as unidades de produção, poderiam indicar que os agricultores estão tendo que usar mais insumos onde a produtividade e conseqüentemente o resultado na forma do VBP seja mais baixo. Felema *et al* (2013), observou que apesar de ser intensiva em mecanização e fertilizantes químicos, a região Centro-Oeste ficou aquém do esperado no que se refere a produtividade da terra, o que, segundo os autores, se deve a fatores climáticos desfavoráveis que ocorreram no ano de coleta dos dados.

Retomando o modelo econométrico, pela observação da Tabela 3, é possível identificar que os coeficientes dos modelos tradicionais e dos modelos de estimação em dois estágios apresentaram diferenças consideráveis. O sinal da variável LNPTE permaneceu negativo em todos os modelos, a diferença está no valor das elasticidades. Ambos são inelásticos, de modo que uma variação de 1% em LNPTE provoca variação percentuais menores que 1% em LNVBP. Mas, o que nos modelos (1) e (2) era -0,2470 e -0,1666, respectivamente, passou a ser no modelo (3) o valor de -0,5212. Considerando que a endogeneidade presente nos modelos (1) e (2) foi corrigida, o uso do instrumento identifica que os modelos tradicionais poderiam estar subestimando o impacto de variações em LNPTE sobre o LNVBP.

Se por um lado o uso das estimações em dois estágios com variáveis instrumentais permite contornar o problema da endogeneidade corrigindo o viés nos resultados, há perda de eficiência, dado pelo aumento no o desvio padrão dos coeficientes. Para o coeficiente do LNPTE estimado pelo método de efeitos fixo tradicional o desvio padrão era de 0,0439, no modelo FE2SLS passou a ser de 0,1806. Dessa forma, o uso de instrumentos fortes (altamente correlacionados com o regressor endógeno) é fundamental, a este respeito foi feito o teste de instrumento fraco (Weakiv Test), conforme Tabela 4, e verificou-se que o logaritmo do valor dos contratos de custeio mostrou-se um instrumento adequado.

Tabela 4 – Resultado do Weakiv Test.

Teste	Estatística do Teste		p-value	Nível de Confiança	Intervalo de Confiança
AR	chi2(1)	8,26	0,0041	95%	[-0,916;-0,176]
Wald	chi2(1)	8,32	0,0039	95%	[-0,875;-0,167]

H0: beta[LNVBP:LNPTE] = 0

Fonte: O Autor (2017).

O resultado do teste Hausman, Tabela 5, indicou que poderia haver endogeneidade no que diz respeito ao termo de erro aleatório específico de cada grupo  $\mu_i$ , como o modelo de efeitos fixos (modelo 1 na Tabela 3) corrige este problema, o mesmo torna-se preferível. Nas estimações em dois estágios com o uso de instrumento, o teste Hausman também indicou que o modelo FE2SLS (modelo 3 da Tabela 3) é preferível além de que nas estimações com o modelo em dois estágios de efeitos aleatórios o coeficiente estimado de LNPTE não foi significativo.

Tabela 5 – Resultado do teste Hausman.

Teste	Estatística do Teste		p-value
Hausman	chi2(7)	206,43	0

Ho: A diferença nos coeficientes não é sistemática.

Fonte: O Autor (2017).

Outra maneira de se interpretar o resultado do teste Hausman é que algum componente individual não observável poderia estar correlacionado com o gasto real com insumos. Isso indicaria que alguma característica invariante no tempo das unidades de produção como localização (o que por sua vez implica na distância dos grandes centros fornecedores de insumos), clima, solo, etc. estariam correlacionados tanto com o VBP quanto com o gasto real com insumos. Tendo em vista que o modelo de efeitos fixos foi mais adequado também nas estimações em 2SLS, o efeito desses componentes não observáveis poderia estar correlacionados com o crédito de custeio.

No que diz respeito a importância do custeio agrícola, nos últimos cinco anos o valor total dos contratos de custeio agrícola deflacionados apresentaram crescimento de aproximadamente 10%, conforme Tabela 6. A soja foi a lavoura que seguiu a expansão no período (com aumento de 23,5%), visto que o milho e o trigo apresentaram diminuição no valor dos contratos.

Tabela 6 - Valor dos contratos de custeio deflacionados pelo IGP-DI (em milhões de reais).

Ano	2013	2014	2015	2016	2017
Milho	1489,20524	1514,03	1453,002	1556,123	1366,607
Soja	3122,67079	3796,623	168,154	3753,25	3859,864
Trigo	338,761062	0,046429	0,482608	302,0364	228,7284
Total	4950,63709	5310,699	1621,639	5611,409	5455,199

Fonte: O Autor (2018).

Nota: Elaborado com base nos dados do Banco Central do Brasil (2018).

Dado a correlação positiva entre o valor dos contratos de custeio e os gastos reais com insumos, confirma-se a importância de se rever o papel do crédito rural de custeio no que diz respeito ao desenvolvimento das lavouras analisadas, bem como sua influência nas questões ambientais. Em outras palavras, como uma maior disponibilização de crédito está correlacionada com o aumento nos gastos reais com insumos, o custeio agrícola pode influenciar tanto na viabilidade econômica das lavouras ao longo do tempo, quanto incentivar a expansão da área plantada que, por sua vez, gera grande impacto ambiental.

## 8 CONCLUSÕES

O presente trabalho buscou avaliar o impacto de variações reais nos gastos com insumos sobre o valor bruto da produção agrícola para as lavouras de milho, soja e trigo. Neste caminho, foi implementado regressões em dois estágios com o uso de variáveis instrumentais para que fosse possível corrigir uma possível endogeneidade que, por sua vez, poderia deixar os resultados inconsistentes. Outro ponto que diferencia esta pesquisa das anteriores é a utilização de dados em painel, que permitem uma visão mais ampla do que uma análise em um único período de tempo.

Desta maneira, verificou-se que aumentos nos gastos reais com insumos provocariam queda no VBP por hectare, o que, por sua vez poderia indicar que a intensificação da utilização de insumos estaria atuando para diminuir o resultado da fazenda ao longo do tempo. Assim, aumentos no uso de insumos por hectare implicariam tanto em crescimento no custo quanto em queda na receita da propriedade, que por sua vez, diminuiria o lucro por hectare do produtor rural.

Caso os gastos reais com insumos industriais por hectare apresentem crescimento ao longo do tempo, e o processo de diminuição da receita persista, a despesa com os insumos se comportará como um fator limitador do valor bruto da produção na sua tendência de longo prazo. Uma das alternativas para o produtor rural manter-se na atividade seria expandir a área de produção, esse processo teria consequências negativas para a economia e para as questões socioambientais.

De qualquer modo, faz-se necessário identificar, em pesquisas futuras, quais fatores estariam por traz da relação negativa entre o gasto com insumos e o VBP, levando em conta outras lavouras ou até mesmo se expandindo para a pecuária. Outros instrumentos também poderiam ser testados bem como outros métodos de correção da endogeneidade para fins de comparação dos resultados aqui encontrados.

## REFERÊNCIAS

ANTONIE, M. D.; CRISTESCU, A.; CATANICIU, N. A Panel Data Analysis of the Connection between Employee Remuneration, Productivity and Minimum Wage in Romania. Proceedings of the 11th WSEAS Int. Conf. MCBE, pp.134-139, 2010.

ASSIS, R. L. Desenvolvimento Rural Sustentável no Brasil: Perspectivas a Partir da Integração de Ações Públicas e Privadas com Base na Agroecologia. 2005. Parte da tese de doutorado do autor em Economia Aplicada – Universidade Estadual de Campinas, Campinas - SP, 2004.

ANDA. Associação Nacional para Difusão de Adubos. Principais Indicadores do Setor de Adubos. Disponível em: <http://www.anda.org.br/index.php?mpg=03.00.00> (acesso em 13 de julho 2017).

BACHA, C.J.C. Economia e Política Agrícola no Brasil. São Paulo: Atlas, 2012, capítulo 3.

BALDOS, U. L.; HERTEL, T.W. Bursting the Bubble: A Long Run Perspective on Crop Commodity Prices. Global Trade Analysis Project. GTAP Working Paper No. 80. West Lafayette, Ind, 2014.

BALTAGI, B. H. Econometric Analysis of Panel Data. Third edition, John Wiley & Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, England, 2005.

BALTAGI, B. H.; CHANG, Y. J. Simultaneous equations with incomplete panels. *Econometric Theory* 16: 269–279, 2000.

BCB. Banco Central do Brasil. Manual do Crédito Rural. Disponível em <https://www3.bcb.gov.br/mcr>, acesso em 12/10/2017.

BRAGAGNOLO, C.; BARROS, G. S. C. Impactos Dinâmicos dos Fatores de Produção e da Produtividade sobre a Função de Produção Agrícola. *Rev. Econ. Sociol. Rural* vol.53 no.1 Brasília Jan./Mar. 2015.

BAUM, C. F.; SCHAFFER, M. E.; STILLMAN, S. Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing. Working Paper No. 545, *Stata Journal*, v. 3, n. 1, p. 1-31, 2003.

BARROS, L. A. B. C.; CASTRO JUNIOR, F. H. F. C.; SILVEIRA, A. D. M.; BERGMANN, D. R. A Questão da Endogeneidade nas Pesquisas Empíricas em Finanças Corporativas: Principais Problemas e Formas de Mitigação, 2010. Recuperado em 10 julho de 2017, de [https://www.researchgate.net/profile/Lucas\\_Barros/publication/228239821\\_Endogeneity\\_in\\_Corporate\\_Finance\\_Empirical\\_Research\\_In\\_Portuguese/links/0deec53559b2e0f22e000000/Endogeneity-in-Corporate-Finance-Empirical-Research-In-Portuguese.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Lucas_Barros/publication/228239821_Endogeneity_in_Corporate_Finance_Empirical_Research_In_Portuguese/links/0deec53559b2e0f22e000000/Endogeneity-in-Corporate-Finance-Empirical-Research-In-Portuguese.pdf).

BRUM, A. L.; MÜLLER, P. K. A Realidade da Cadeia do Trigo no Brasil: O elo Produtores/Cooperativas. *RER*, Rio de Janeiro, vol. 46, nº 01, p. 145-169, jan/mar 2008 – Impressa em abril 2008.

CALDARELLI, C. E.; BACCHI, M. R. P. Fatores de Influência no Preço do Milho no Brasil. *Nova Economia*, 22 (1). Pg. 141-164. Belo Horizonte. Janeiro-Abril, 2012.

CANGUSSU, R. C.; SALVATO, M. A.; NAKABASHI, L. Uma Análise do Capital Humano Sobre o Nível de Renda dos Estados Brasileiros: MRW Versus Mincer. *Est. Econ.*, São Paulo, v. 40, n. 1, P. 153-183, janeiro-março, 2010.

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”. 51º Congresso da SOBER, Belém, 2013.

CARVALHO, G. R.; CARNEIRO, A. V.; STOCK, L. A.; YAMAGUCHI, L. C. T.; MARTINS, P. C. Avaliação do Impacto do Preço de Alimentos Concentrados nos Sistemas de Produção de Leite no Estado do Paraná. XLV CONGRESSO DA SOBER (Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural), Londrina, julho de 2007.

CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. Preços Agropecuários, Série de Preços. Disponível em <http://www.cepea.esalq.usp.br/br/sobre-o-cepea.aspx>, acesso em 04 de julho de 2017.

CARNEIRO, F. G. A Metodologia dos Testes de Causalidade em Economia. Brasília:Universidade de Brasília (Departamento de Economia), 1997.

CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. Custos de produção - Culturas de Verão - Série Histórica. Disponível em: <http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1555&t=2> (acesso em 21 de novembro 2016).

CONAB. Metodologia de Cálculo de Custo de Produção. Disponível em <http://www.conab.gov.br/conabweb/download/safra/custosproducaometodologia.pdf> (acesso em 18 de agosto de 2017).

CONAB. Séries históricas. Disponível em <http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1252&t=2> (acesso em 12/10/2017).

CRUZ, P. B.; TEIXEIRA, A.; MONTE-MOR, D. S. O Efeito da Desigualdade da Distribuição de Renda no Crescimento Econômico. *Revista Brasileira de Economia*, 69(2), 163–186, 2015.

DERAL. Departamento de Economia Rural, Governo do Paraná. Preços. Disponível em <http://www.agricultura.pr.gov.br/modules/conteudo/conteudo.php?conteudo=195>, acesso em 04 de julho de 2017.

FEIJÓ, R. L. C. Economia Agrícola e Desenvolvimento Rural. LTC. Rio de Janeiro, 2015.

FELEMA, J; RAIHER, A. P; FERREIRA, C. R. Agropecuária Brasileira: Desempenho Regional e Determinantes de Produtividade. *RESR*, Vol. 51, Nº 3, p. 555-574, 2013.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. Pearson Education, New Jersey, 2003.

- GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. Fifth Edition, Elsevier, Rio de Janeiro, 2006.
- IBRE/FGV. Instituto Brasileiro de Economia. Série Histórica do IPP, IPR lavouras e do IGP-DI. FGVDADOS, 16 de Janeiro de 2017.
- KRISHNAKUMAR, J.; BALESTRA, P. Full information estimations of a system of simultaneous equations with error component structure. *Econometric Theory*, vol. 3, no. Cambridge, 1987.
- MAFIOLETTI, R. L. Formação de Preços na Cadeia Agroindustrial da Soja na Década de 90. Dissertação de Mestrado, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, Outubro de 2000.
- MATOS, M. A.; NINAULT, E. S.; CAIADO, R. C.; SALVI, J. V. A Elevação dos Preços das *Commodities* Agrícolas e a Questão da Agroenergia. *Informações Econômicas*, SP, v.38, n.9, set. 2008.
- MISSÃO, M. R. Soja: Origem, Classificação, Utilização e uma Visão Abrangente do Mercado. *Maringá Management: Revista de Ciências Empresariais*, v. 3, n.1 - p.7-15, jan./jun. 2006.
- MOSS, Charles B. The Cost-Price Squeeze in Agriculture: An Application of Cointegration. *Review of Agricultural Economics*, Vol. 14, No. 2 (Jul., 1992), pp. 205-213.
- MUNDLAK, Y. On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. *Econometrica* 46: 69–85, 1978.
- OLEA, J. L. M.; PFLUEGER, C. A Robust Test for Weak Instruments. *Journal of Business and Economics Statistics*, Volume 31, Issue 3, pp. 358-369, July, 2013.
- OWEN, W. F. The Double Developmental Squeeze on Agriculture. *The American Economic Review*, Vol. 56, No. 1/2, pp. 43-70, 1966.
- PEDROSO, P. S. Concentração de Mercado e Volatilidade de Preços: uma Análise de duas Agroindústrias Utilizando o Filtro Hodrick-Prescott. 2016. Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências e Letras – Unesp/Araraquara, Araraquara - SP, 2016.
- 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*, 40(4), pp.391-407, 2000.
- PRATES, Daniela M. A alta recente dos preços das *commodities*. *Revista de Economia Política*, vol. 27, nº 3 (107), pp. 323-344, julho-setembro/2007.
- SEMYKINA, A.; WOOLDRIDGE, J. M. Estimating Panel Data Models in the Presence of Endogeneity and Selection. *Journal of Econometrics* 157 (2010) 375–380, 2010.

TEIXEIRA, E. C.; KASSOUF, A. L. Impacto da Educação Defasada Sobre a Criminalidade no Brasil: 2001-2005. Working Paper 010. Rede de Economia Aplicada. Setembro, 2011.

TEIXEIRA, J. C. Modernização da Agricultura no Brasil: Impactos Econômicos, Sociais e Ambientais. Revista Eletrônica da Associação dos Geógrafos Brasileiros – Seção Três Lagoas Três Lagoas-MS, V 2 – n.º 2 – ano 2, 2005.

TIMMER, Peter C. The Agricultural Transformation, in Hollis Chenery and T. N. Srinivasan, eds., Handbook of Development Economics, Vol.1, Part II, Chapter 8, 276-331. New York: North-Holland, 1988.

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, cap. 9, Rio de Janeiro, 2003.

ZIMMER, Y. A new Paradigm for Global Agricultural Commodity Markets?. Working Paper 2015/7, Agri Benchmark, 2015.