

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

MICHELLE CIA BARTELS

**INFLUÊNCIA DAS PRINCIPAIS COMMODITIES AGROPECUÁRIAS E DE
VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SOBRE OS PREÇOS DA TERRA AGRÍCOLA
NO BRASIL**

SÃO PAULO

2016

MICHELLE CIA BARTELS

**INFLUÊNCIA DAS PRINCIPAIS COMMODITIES AGROPECUÁRIAS E DE
VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SOBRE OS PREÇOS DA TERRA AGRÍCOLA
NO BRASIL**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EESP) como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia

Orientador: Prof. Dr. Angelo Costa Gurgel

SÃO PAULO

2016

Bartels, Michelle Cia.

Influência das principais commodities agropecuárias e de variáveis macroeconômicas sobre os preços da terra agrícola no Brasil / Michelle Cia Bartels. - 2016.

66 f.

Orientador: Angelo Costa Gurgel

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Solo rural - Uso - Brasil. 2. Bolsa de mercadorias. 3. Cointegração. I. Gurgel, Angelo Costa. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 339.172

MICHELLE CIA BARTELS

**INFLUÊNCIA DAS PRINCIPAIS COMMODITIES AGROPECUÁRIAS E DE
VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SOBRE OS PREÇOS DA TERRA AGRÍCOLA
NO BRASIL**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EESP) como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia

Orientador: Prof. Dr. Angelo Costa Gurgel

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Angelo Costa Gurgel (Orientador)
FGV-EESP

Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman
FGV-EESP

Prof. Dr. Sergio de Zen
ESALQ-USP

SÃO PAULO

2016

AGRADECIMENTOS

A Deus, pelos dons a mim concedidos, especialmente a sabedoria, a fortaleza e o entendimento.

Aos meus pais, pelo incentivo e apoio incondicionais na minha luta pelos meus sonhos, nos caminhos desgastantes e tortuosos, por sempre lutarem incansavelmente pela formação humana e educacional não só minha, mas também dos meus irmãos. Pelas tabuadas tomadas antes do almoço, castigos pelas notas baixa e sorrisos de satisfação a cada uma de nossas conquistas.

Aos meus irmãos, que sempre foram o meu maior exemplo de alunos, filhos e amigos. Aos meus cunhados pelo incentivo e amor à nossa família. À Clara, que trouxe o sentido de amor incondicional e uma alegria sem tamanho à minha vida – que a cada sorriso dela, os tropeços desses dois anos passavam a ser tão pequenos. Aos meus tios e primos, pelas risadas e descontrações nos poucos domingos que passei com vocês nestes dois anos.

Ao Professor Angelo, pela paciência, dedicação, ensinamentos e longas conversas sobre o mercado agrícola brasileiro.

Aos Professores da EESP/FGV que podem não saber, mas tornam cada um de seus alunos mais focados e resilientes, não só dentro de sala, mas para a vida.

À Frigg Florestal e Brookfield, em nome de Silvio Teixeira e Mark Bishop, pela compreensão, preocupação e incentivo ao mestrado.

Aos meus amigos – os do trabalho que me aguentaram como uma vitrola emperrada falando sobre o mesmo assunto durante todo o tempo, em especial Heitor, Carol, Mari, Gabriel e Cynthia; aos do mestrado, que compartilhavam cada angústia, cada sorriso, cada cerveja pós prova e conversas intermináveis sobre amenidades – Chacon, Leonardo, Luiz, Marcos, Manuela, Márcio, Raquel e Orlando – vocês foram presentes que a FGV me deu; aos de sempre, Nataly – pelas pizzas, choros e vinhos, Isadora, Leandro, Mariana, Aninha, Rita, Grègoire, Amandda, Clau e Josi.

À família Zendonadi dos Santos pela acolhida, carinho, preocupação e orações.

Por fim, agradeço ao Nicolás, pela paciência, apoio, broncas, longas conversas, cumplicidade, amor e, acima de tudo, compreensão por todos os finais de semana “ausente”.

RESUMO

Este trabalho tem como proposta investigar como o preço de terras de uso rural no Brasil é afetado pelos preços e exportações das principais commodities agropecuárias, bem como por variáveis macroeconômicas, como taxa básica de juros, taxa de câmbio, taxa de inflação e disponibilidade de crédito agrícola. Para tal foram consideradas as produções agrícola de algodão, café, cana-de-açúcar (e seus principais produtos açúcar e etanol), milho e soja, a produção pecuária de carne bovina e a produção industrial de celulose de fibra curta com foco em sua principal matéria prima, os plantios reflorestados de eucalipto. Em linha com estudos anteriores, foi encontrada evidência empírica de que o preço da terra possui cointegração com algumas das variáveis agrícolas, pecuárias e florestais citadas, em especial em estados com maior vocação agropecuária e/ou para silvicultura. Quanto às variáveis macroeconômicas, apenas a taxa básica de juros apresentou cointegração com o preço de terras para todos os estados avaliados, taxa de câmbio e disponibilidade de crédito rural não aparecem como variáveis estatisticamente significantes. Conclui-se que, para estados com notável participação na balança comercial brasileira de produtos agrossilvipastoris, é possível obter um modelo de equilíbrio de longo prazo entre o preço da terra de uso rural e as variáveis destacadas acima, de modo que investidores do setor possam utilizá-lo como ferramenta de projeção no auxílio da tomada de decisão além de avaliar potenciais impactos no valor de seus ativos. A inovação do presente estudo está em testar as hipóteses de cointegração para cada um dos estados da federação.

Palavras-chave: mercado de terras, apreciação de terra rural, cointegração, agricultura, pecuária, silvicultura, commodities.

ABSTRACT

The paper objects to investigate whether the price of Brazilian rural lands depends on major agricultural commodity prices and exportation volumes – principally those linked to Brazilian agricultural production value, as well as macroeconomics variables, such as basic interest rate, exchange rate, inflation rate and availability of subsidized agricultural credit. For this purpose, it was considered agricultural production of cotton, coffee, sugarcane (and its main derived products, sugar and ethanol), corn and soybean, cattle production and the industrial production of bleached hardwood kraft pulp focusing on its main raw material, the reforested eucalyptus plantations. Results were aligned with previous studies, where empirical evidence was found that rural land prices present a cointegration with some of the crop, livestock and forestry variables mentioned above, mainly in states with agriculture and / or forestry aptitude. On the macroeconomic side, basic interest rate was the only variable that presented cointegration with land prices for all states under assessment; exchange rate and availability of subsidized rural credit were not statistically significant variables. For the States with significant participation in Brazil's agroforestry products balance, the study concludes that it is possible to model a long-term equilibrium between price of rural lands and variables highlighted above, in a way that can be used by investors as a projection tool to help in the decision processes and to evaluate potential impacts on the value of their assets. The improvement of this study was to test the hypothesis of cointegration for each of the States of the federation.

Keywords: land market, rural land appreciation, cointegration, agriculture, livestock, forestry, commodities.

“Esta terra, Senhor, parece-me que, da ponta que mais contra o Sul vimos, até à outra ponta que contra o Norte vem, de que nós deste porto houremos vista, será tamanha que haverá nela bem vinte ou vinte e cinco léguas de costa. Traz ao longo do mar em algumas partes grandes barreiras, umas vermelhas, e outras brancas; e a terra de cima toda chã e muito cheia de grandes arvoredos. De ponta a ponta é toda praia... muito chã e muito formosa. Pelo sertão nos pareceu, vista do mar, muito grande; porque a estender olhos, não podíamos ver senão terra e arvoredos – terra que nos parecia muito extensa.”

Pero Vaz de Caminha

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Variação real média do preço da terra, por região - 2002-jun/2015	12
Figura 2 – Valorização real acumulada média no preço da terra, por região - 2002-jun/2015	13
Figura 3 – Distribuição percentual das exportações brasileiras de algodão por país importador (%)... 17	17
Figura 4 – Oferta e demanda produção brasileira de algodão (toneladas)	17
Figura 9 – Participação estadual na produção e exportação brasileira de milho – 2002-2013/2015.....	18
Figura 10 - Produção e área colhida de milho no Brasil - 2005-2013.....	19
Figura 11 – Produção e área colhida de soja no Brasil – 2004-2013	20
Figura 12 – Produção internacional de soja – 1960-2014.....	20
Figura 5 – Participação estadual nas exportações de café (%) – 2002-2015.....	21
Figura 6 – Participação estadual na área colhida de cana de açúcar – 2002-2013	22
Figura 7 – Participação na produção mundial de cana-de-açúcar, por país produtor – 2015.....	23
Figura 8 – Participação relativa dos estados brasileiros na exportação de açúcar e álcool – 2002-2015	23
Figura 13 - Participação estadual na produção (rebanho) e exportação brasileira de carne bovina – 2002-2013/2015	24
Figura 14 – Produtividade florestal no Brasil versus outros importantes produtores mundiais.....	25
Figura 15 – Participação estadual na exportação de celulose branqueada de eucalipto – 2002-Set/2015.	26
Figura 16 - Equilíbrio entre oferta (S) e demanda (D)	28
Figura 17- Comparação entre o retorno nominal médio anual da terra, por estado, e outros investimentos financeiros, entre 2002 e 2013.	35
Figura 18 - Disponibilização de crédito rural via BNDES - 2002 a jul/2014	44
Figura 19 – Variação percentual preço médio da terra e taxa Selic – jan/2002 a mai/2015.	51

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Códigos de produto Alice Web – NCM (Nomenclatura Comum do Mercosul) 8 dígitos ...	43
Tabela 2 - Códigos de produto Bloomberg	43
Tabela 3 - Estatísticas descritivas para variáveis comuns a todos os Estados.....	45
Tabela 4 – Valores críticos dos testes de raiz unitária	47
Tabela 5 - Matriz de correlação variáveis independentes gerais – variáveis macroeconômicas e preço da commodities	47
Tabela 6 – Número de regressores para cada estado da federação.....	48
Tabela 7 – Valores críticos do teste de raiz unitária ADF para resíduos	49
Tabela 8 – Resultados do teste de raiz unitária ADF para resíduos das regressões	50
Tabela 9 - Sinal dos coeficientes estimados das variáveis independentes	51
Tabela 10 - Resultados região SUL.....	54
Tabela 11 - Resultados região SUDESTE.....	55
Tabela 12 - Resultados região CENTRO-OESTE	56
Tabela 13 - Resultados região NORDESTE	57
Tabela 14 - Resultados região NORTE.....	57

Sumário

1. INTRODUÇÃO	11
1.1. OBJETIVO	13
1.2. ESTRUTURA DO TRABALHO	14
2. PANORAMA DOS PRINCIPAIS PRODUTOS DO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO	15
2.1. ALGODÃO	16
2.2. MILHO	18
2.3. SOJA	19
2.4. CAFÉ	21
2.5. CANA-DE-AÇÚCAR	22
2.6. CARNE BOVINA	23
2.7. CELULOSE	25
3. REVISÃO DE LITERATURA	27
4. METODOLOGIA	37
4.1. TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	38
4.1.1. DICKY-FULLER AUMENTADO (ADF)	38
4.1.2. KWIATKOWSKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN (KPSS)	39
4.2. TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE ENGLE-GRANGER	41
4.3. DADOS UTILIZADOS	42
5. RESULTADOS	46
5.1. RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	46
5.2. ESTIMAÇÃO DE EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO POR MQO	48
5.3. RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA NOS RESÍDUOS DAS REGRESSÕES	49
5.4. ANÁLISE DOS EQUILÍBRIOS DE LONGO PRAZO	50
6. CONCLUSÕES	58
REFERÊNCIAS	60
APÊNDICES	63
APÊNDICE A – RESULTADO DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA EM PRIMEIRAS DIFERENÇAS	64

1. INTRODUÇÃO

Visto a grande importância dos setores agrícola, pecuário e florestal na economia brasileira, múltiplos investimentos na área rural têm sido feitos no Brasil nos últimos anos; sejam eles por meio de fundos de investimento, aquisições diretas por grandes conglomerados, ou investidores individuais com visão de diversificação de portfólio.

Em momentos de incerteza econômica, condições climáticas desfavoráveis e preços de commodities em declínio, abre-se espaço para desenvolvimento de tecnologias de baixo custo, onde o ganho de eficiência operacional é fundamental para a manutenção dos resultados.

No longo prazo, o país tende a se beneficiar do aumento da demanda por commodities agrícolas, seja através do crescimento populacional mundial esperado para as próximas décadas; da continuada migração do campo para os centros urbanos, o que altera os padrões alimentares; ou do aumento do poder aquisitivo, elevando o consumo de proteínas animais e, conseqüentemente, o consumo de soja e milho pelas cadeias pecuárias.

Para os investidores do agronegócio, o benefício se estende ainda à valorização dos preços das terras agricultáveis, que além de fonte de receita por meio da produção agropecuária apresentou seguidas apreciações reais na última década, para todas as regiões do país – conforme demonstrado abaixo na Figura 1 – aspecto esse que será discutido mais profundamente no decorrer deste trabalho.

Dentre as diversas cadeias do agronegócio, o Brasil se sobressai mundialmente por estar entre os cinco maiores países produtores de importantes commodities agrícolas e pecuárias, como algodão, café, cana-de-açúcar, milho, soja e carne bovina. Além de produtos agrícolas, o país também se destaca mundialmente na produção de celulose de fibra curta, que apesar de ser considerado um produto manufaturado, depende essencialmente da terra, por meio de florestas plantadas de eucalipto, para sua fabricação.

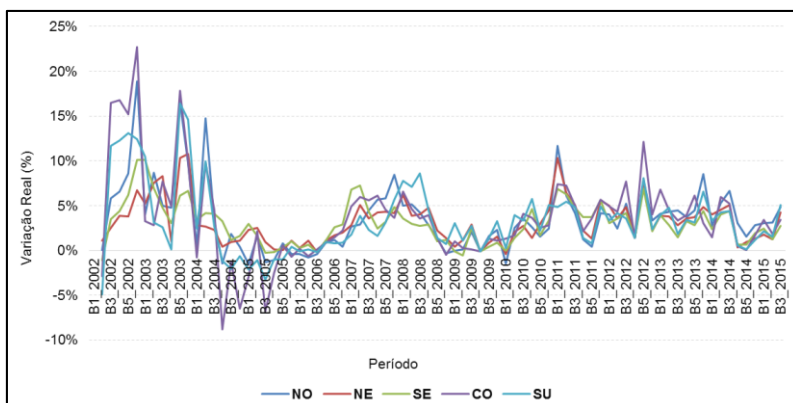


Figura 1 – Variação real média do preço da terra, por região - 2002-jun/2015

Fonte: Relatório de Análise do Mercado de Terras (RAT), 2002-2015, FNP; dados trabalhados pelo autor

Destacando-se como o maior produtor mundial de cana-de-açúcar, o Brasil também evidencia sua expertise na produção de açúcar e etanol, sendo o maior produtor e exportador mundial desses produtos.

As exportações agrícolas do Brasil desempenham um papel importante nos mercados internacionais; o Brasil é o segundo maior exportador agrícola mundial e o maior fornecedor de açúcar, suco de laranja e café. Em 2013 atingiu mais um patamar nas exportações, quando ultrapassou os Estados Unidos como o maior fornecedor de soja (OCDE-FAO,2015).

A produção das commodities essencialmente agrícolas acima listadas, excluindo cana-de-açúcar, corresponde a 63% da produção agrícola brasileira, segundo dados da Pesquisa Agrícola Municipal (PAM), divulgada anualmente pelo IBGE, entre os anos de 2004 e 2015. Contabilizando a produção de cana-de-açúcar, esse percentual aumenta para 90%.

É crível pensar que a expansão agropecuária pressiona o preço de seu mais importante fator de produção, a terra. No entanto poucos trabalhos buscaram demonstrar de qual forma o aumento da demanda mundial por alimentos, levando à expansão das áreas agrícolas, afeta o preço deste fator de produção.

Para os diversos agentes do agronegócio, em especial empresas de grande porte, ainda é difícil modelar, de forma prática, cenários de precificação de terra a médio prazo. Produtores de menor porte, usualmente, buscam oportunidades de ampliação de sua produção, mas restringem-se à sua região de atuação. Na outra direção, estão os fundos de investimento – agropecuários e florestais – que possuem como objetivo primário a compra de terras com alta produtividade para desenvolvimento de seu negócio principal, produção agrícola, pecuária e florestal; e como objetivo secundário, o retorno financeiro através da venda de terras à época do período de desinvestimento.

São esses últimos agentes que buscam apresentar embasamentos econômico-financeiros para tomada de decisão de curto e médio prazo, de forma dinâmica e diligente. No entanto, em muitos casos não possuem ferramentas adequadas para modelar de uma maneira mais precisa essas previsões.

Ao observar o comportamento dos preços das terras rurais no país nos últimos treze anos, especialmente as valorizações em termos reais, conforme apresentado na Figura 2, busca-se uma explicação mais adequada, ante diálogos de corretores de imóveis e produtores rurais de que o investimento em terras é seguro, livre de riscos financeiros, e sempre positivo.

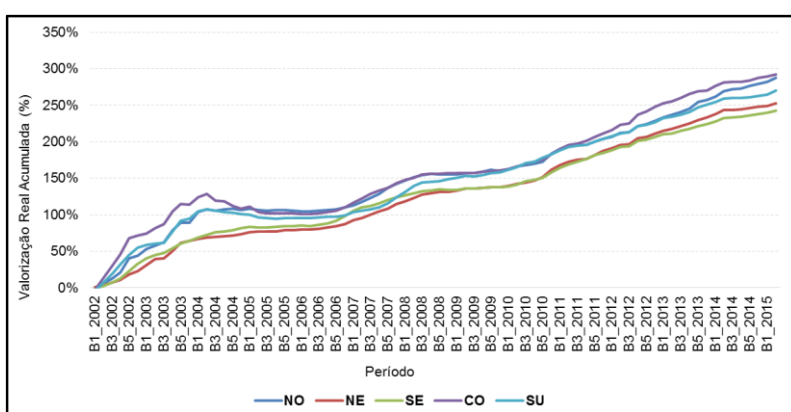


Figura 2 – Valorização real acumulada média no preço da terra, por região - 2002-jun/2015

Fonte: Relatório de Análise do Mercado de Terras (RAT), 2002-2015, FNP; dados trabalhados pelo autor

Neste sentido objetiva-se responder neste trabalho se as commodities acima citadas impactam o preço da terra de uso rural no Brasil, e qual o tamanho deste impacto, bem como desenvolver um modelo prático, que possa ser retroalimentado periodicamente para auxiliar na tomada de decisão.

1.1. OBJETIVO

O objetivo do presente estudo é investigar como o preço de terras de uso rural no Brasil é afetado pelos preços e exportações das commodities agropecuárias mais relevantes na composição do valor da produção agropecuária brasileira, bem como por variáveis macroeconômicas. Ainda, pretende-se construir um modelo de previsão do preço das terras agrícolas que possa ser usado como ferramenta de projeção no auxílio da tomada de decisão dos mais diversos agentes do agronegócio.

1.2. ESTRUTURA DO TRABALHO

Este trabalho organiza-se em 6 capítulos. Este primeiro capítulo apresentou brevemente o tema e os objetivos do trabalho. No segundo capítulo é apresentada a contextualização do agronegócio brasileiro, bem como seus principais produtos. No capítulo 3 são revisados alguns trabalhos que também buscaram racionalizar o comportamento da valorização de terras rurais no Brasil. O capítulo 4 descreve a metodologia utilizada, explicitando o modelo econométrico escolhido e os dados utilizados. O capítulo 5 apresenta os resultados obtidos através do modelo, e no capítulo 6 são apresentadas as conclusões deste estudo, assim como ideias e sugestões para futuras pesquisas sobre o tema.

2. PANORAMA DOS PRINCIPAIS PRODUTOS DO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO

Em linhas mais gerais, foi publicado em setembro de 2015 o relatório OCDE-FAO Perspectivas Agrícolas 2015, que traça o panorama mundial para os próximos dez anos das principais commodities elencadas nos subitens deste Capítulo. A perspectiva apontada pelos dois órgãos é de que a demanda por produtos agrícolas se manterá robusta pelos próximos 10 anos, assim como investimentos responsáveis em agricultura.

“Investimentos em agricultura, incluindo investimentos diretos sendo domésticos ou estrangeiros, podem ter impactos transformacionais e positivos em níveis local, nacional e regional. O aumento de investimentos em agricultura é, na verdade, uma das mais importantes estratégias de médio e longo prazo para aumento da produção agrícola, promoção do crescimento econômico, redução da pobreza e fortalecimento da segurança alimentar.”
(OECD-FAO, 2015, p.37)

Apesar do desequilíbrio entre oferta e demanda enfrentado pela cultura do algodão nos últimos anos, o mercado mundial atualmente está em equilíbrio. Entre os maiores consumidores mundiais, apenas o Brasil apresentou queda na demanda pelo produto, e as perspectivas são de que a produção mundial cresça um pouco abaixo da demanda pelo produto na próxima década. Uma das principais explicações para este fenômeno está na transferência de produção de países com alto potencial produtivo, como a China, para regiões com menor potencial como Sul da Ásia e a África Subsaariana.

Dentre as sementes oleaginosas, a expectativa é de que a produção continue expandindo mundialmente, mantendo o fluxo de exportações entre América, especialmente Estados Unidos e Brasil, para Ásia, China. Os preços, no entanto, sofrerão queda nominal, visto a demanda já saturada por comida nos principais países em desenvolvimento. Prevê-se que em 2024 mais de 87% da produção mundial de oleaginosas será para esmagamento, tornando-se matéria prima para outras culturas, como produção animal, ou produção de combustíveis.

As perspectivas em torno do mercado de açúcar mostram a continuação da volatilidade apresentada nos últimos quatro anos, com decréscimos reais de preços. Responsável por 40% das exportações mundiais de açúcar, o Brasil continuará sendo um importante agente na

determinação do preço do produto ao definir sua alocação de produção entre açúcar e etanol. Projeta-se que oferta e demanda devem crescer em patamares semelhantes, em torno de 2% ao ano, durante os próximos 10 anos.

Espera-se que a produção de carne bovina em países em desenvolvimento seja 17% maior até 2024, quando comparado à produção de 2014, sendo China e Brasil responsáveis por um terço deste adicional de produção. Para a demanda por carnes, em geral, projeta-se um aumento no consumo puxado por grandes economias em desenvolvimento da Ásia, América Latina e Oriente Médio, onde se observa aumento populacional e de renda; para os países desenvolvidos não é esperado qualquer aumento no consumo, e o mesmo deverá ser observado na África.

Os tópicos seguintes abordarão brevemente cada uma das commodities do agronegócio que farão parte do modelo de determinação do preço da terra, objeto deste trabalho. Tais commodities foram selecionadas com base na sua importância para o valor da produção do agronegócio brasileiro.

2.1. Algodão

O Brasil ocupa a quinta posição na produção mundial de algodão, responsável por 6% dela, competindo com países como Índia, China, Estados Unidos e Paquistão. Paquistão e China, apesar de produzirem juntos 33% do algodão disponível no mundo, são países essencialmente importadores, e correspondem a 15% das importações brasileiras do produto.

Os maiores importadores do produto são países que, nas últimas duas décadas, se destacaram como grandes produtores e exportadores da cadeia têxtil-vestuário, principalmente por seus baixos custos de operação e, especialmente, vasta mão-de-obra.

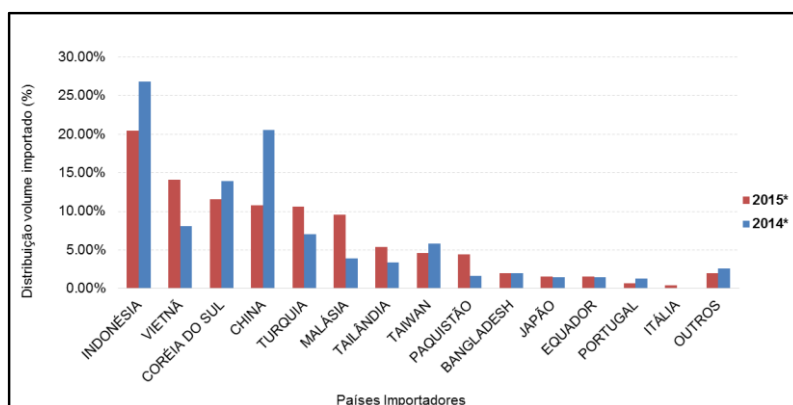


Figura 3 – Distribuição percentual das exportações brasileiras de algodão por país importador (%)

Fonte: Associação Brasileira dos Produtores de Algodão (ABRAPA), 2015

A balança comercial brasileira do produto tem se mostrado positiva nos últimos 10 anos, com aumento da produção e das exportações, e estabilidade do consumo interno, decorrente, principalmente, do avanço dos produtos chineses em todos os elos da cadeia têxtil-vestuário. Como demonstração desta expansão chinesa no elo da confecção, Costa, Conte & Conte (2013) apresentam que as exportações mundiais neste segmento somaram US\$ 338 bilhões em 2009, sendo US\$ 117,3, ou 34,7%, dos produtos de procedência do mercado chinês, principalmente em vestuário de malha, vestuários em outras fibras e outros confeccionados, ante US\$ 7 bilhões no ano de 1990 – aumento de 1575% em 19 anos.

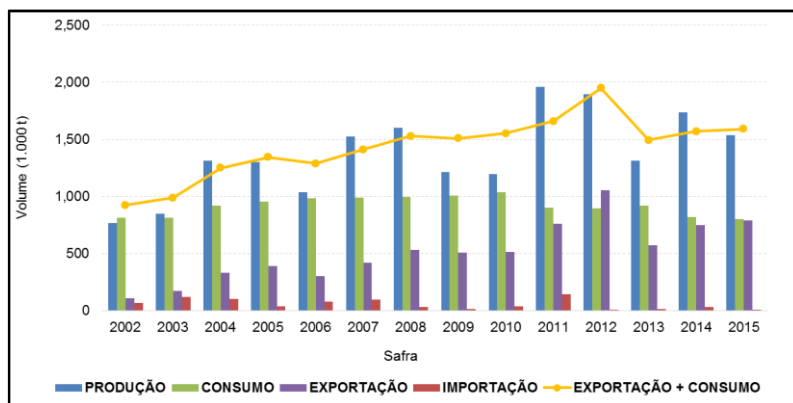


Figura 4 – Oferta e demanda produção brasileira de algodão (toneladas)

Fonte: Associação Brasileira dos Produtores de Algodão (ABRAPA), 2015; dados trabalhados pelo autor

O estado do Mato Grosso contabiliza, aproximadamente, 50% da produção do país, seguido por Bahia, Goiás, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Minas Gerais e Maranhão que, juntos, respondem por 97% da produção brasileira.

Em termos de exportação, os estados de São Paulo, Goiás, Bahia e Mato Grosso estão à frente na lista dos maiores estados exportadores entre 2002 e 2015, segundo dados de

exportação do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), disponíveis no Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior (AliceWeb).

2.2. Milho

A produção brasileira de milho atende, especialmente, a produção de suínos e aves no país. Segundo a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa), 75% do milho produzido no Brasil é consumido pelas cadeias pecuárias, sendo 90% desse total destinados às cadeias produtivas de suínos e aves. Essa tendência pode ser observada também em dados mundiais, onde 70% da produção destina-se à produção de ração animal. O consumo humano corresponde a 1,5% do total de milho consumido no país.

O Brasil é o terceiro maior produtor de milho no mundo, estando atrás de Estados Unidos e China. Em termos de exportação, perde apenas para os Estados Unidos. A China, apesar de sua grande produção, é importadora líquida do produto.

Os estados no Paraná e Mato Grosso somam, juntos, 40% do milho produzido no país e respondem por 75% das exportações do produto.

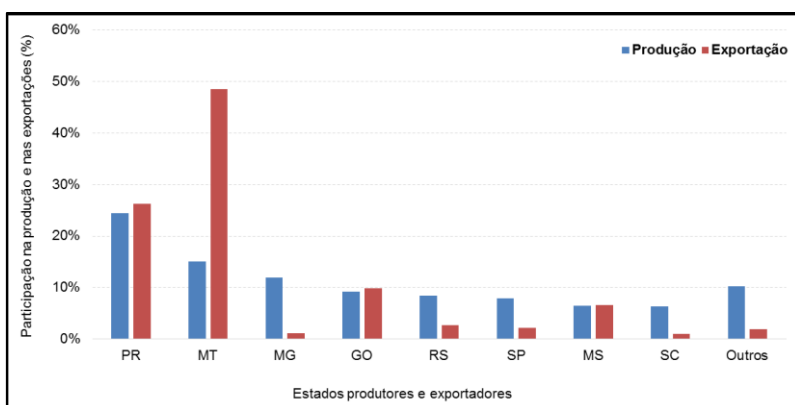


Figura 5 – Participação estadual na produção e exportação brasileira de milho – 2013/2015

Fonte: MDIC/AliceWeb; IBGE/Pesquisa Agrícola Municipal (PAM) 2002-2013; dados trabalhados pelo autor

A competitividade dos plantios de milho do país se dá especialmente pelos novos cultivares, com maior produtividade, desenvolvidos através de programas de melhoramento de empresas focadas em biotecnologia, como aponta L. Storck et al (2005). O ganho de produtividade pode ser notado na Figura 6, onde observa-se um incremento de 32% da área colhida de milho, entre os anos de 2005 e 2013, contra um aumento na produção de 128%.

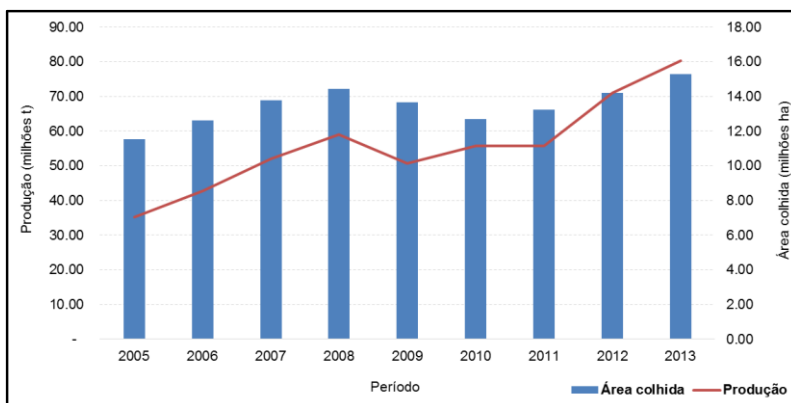


Figura 6 - Produção e área colhida de milho no Brasil - 2005-2013

Fonte: IBGE/Pesquisa Agrícola Municipal (PAM) 2002-2013; dados trabalhados pelo autor

2.3. Soja

A área colhida de soja no Brasil representa em torno de 40% da área total colhida com produtos agrícolas no país e corresponde a 8% do volume total produzido por este setor, segundo dados da Pesquisa Agrícola Municipal (PAM) do IBGE, entre 2004 e 2015. Quando se exclui da contabilização a área colhida de cana-de-açúcar, bem como sua produção, a soja passa a representar 46% da área colhida no país e 31% da produção agrícola total.

Do mesmo modo como ocorrido para a cultura do milho, a soja mostrou sucessivos ganhos de produtividade nos últimos 10 anos, como pode ser observado na Figura 7, abaixo. Esses ganhos contribuíram, especialmente, para a competitividade nacional da produção de carnes, ovos e leite, visto que a soja, além de ser transformada em óleo para consumo humano, tem seu maior consumo na indústria de ração animal, como farelo proteico.

Os estados de Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e Mato Grosso do Sul respondem por 80% de toda soja produzida e exportada pelo país, sendo Mato Grosso e Paraná, sozinhos, responsáveis por 50%. As exportações do produto têm crescido a uma taxa média de 10,24% ao ano, entre 2002 e 2015, segundo dados do MDIC/AliceWeb.

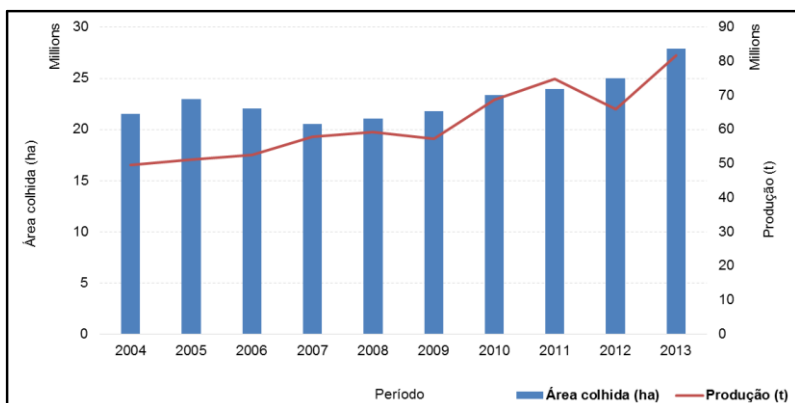


Figura 7 – Produção e área colhida de soja no Brasil – 2004-2013

Fonte: IBGE/Pesquisa Agrícola Municipal (PAM) 2002-2013; dados trabalhados pelo autor

No mercado internacional o país se mostrou extremamente competitivo, aumentando sua participação em 122% entre os anos 2000 e 2014. Na Figura 12 observa-se como a produção da soja se comportou desde a década de 1960, quando o Brasil era responsável por apenas 1% da produção mundial, até o ano de 2014, quando praticamente se igualou aos Estados Unidos.

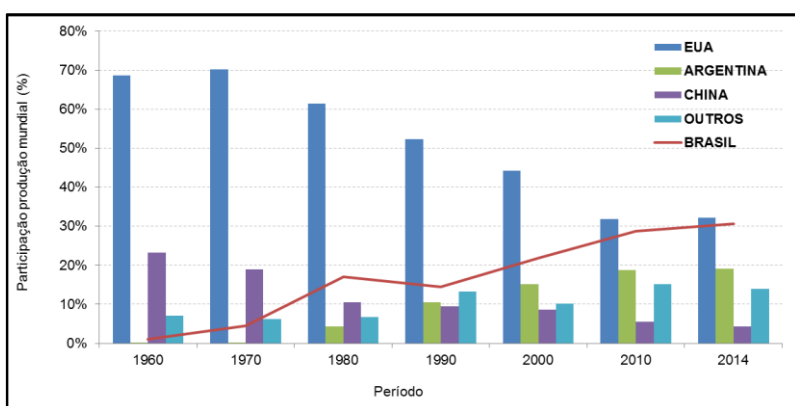


Figura 8 – Produção internacional de soja – 1960-2014

Fonte: Embrapa; dados trabalhados pelo autor

Por meio do relatório sobre as perspectivas agrícolas para os próximos 10 anos, a OCDE-FAO (2015) prevê que a soja deve continuar sendo o produto agrícola mais importante do país, e que a diferença entre a produção brasileira e a estadunidense deve ser ainda menor nos próximos anos, à medida que a produção deve continuar em expansão no país. Complementa, ainda, que dentre todos os países produtores e exportadores de oleaginosas, o Brasil tem o maior potencial de expansão visto sua alta produtividade e disponibilidade de terras. No entanto ressalta que todas as análises de oferta-demanda do produto foram condicionadas à continuidade da expansão da demanda da China.

2.4. Café

A cultura do café começou a ser implantada, em maior escala, nos idos de 1760, e as primeiras remessas internacionais foram enviadas a Lisboa em 1792. Os plantios se disseminaram no Brasil com a chegada da Família Real Portuguesa, em 1808, e os grandes produtores de cana-de-açúcar começaram a substituir gradativamente seus plantios e adaptar seus engenhos para o cultivo do grão.

Com a abertura dos portos, incentivos por parte da Corte portuguesa, e a decadência das jazidas de Minas Gerais – que aumentava a mão-de-obra ociosa – a agricultura dos estados do Sudeste brasileiro encontrou na produção do café a possibilidade de novos experimentos; e em 1830 já era o principal produto brasileiro de exportação.

Em pouco tempo, especialmente após a proclamação da Independência do Brasil, os grandes senhores de terra – agora cafeicultores – tomaram seu lugar na política do país.

Mais de 200 anos se passaram desde que as primeiras mudas de café foram implantadas no país, no entanto os estados do Sudeste brasileiro ainda respondem por 85% da produção total e 95% das exportações de café do país.

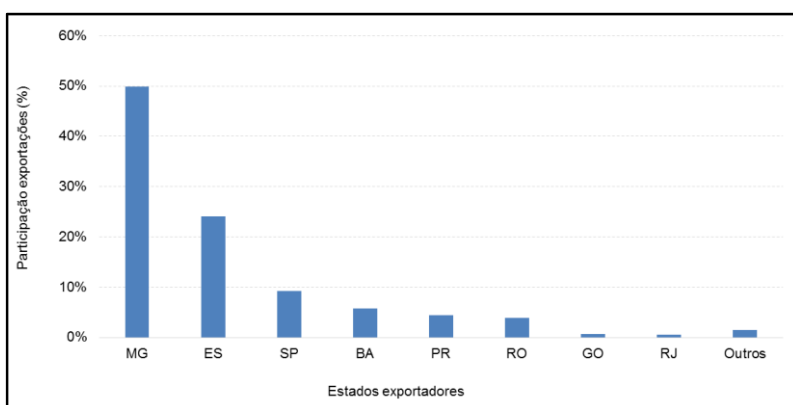


Figura 9 – Participação estadual nas exportações de café (%) – 2002-2015

Fonte: MDIC/AliceWeb; dados trabalhados pelo autor

Segundo dados da Associação Brasileira da Indústria de Café (ABIC), nos últimos 10 anos o consumo per-capita brasileiro aumentou 25%, e o país mantém-se como o segundo maior consumidor do grão. Além disso, o Brasil está no topo mundial de produção e exportação do café em grão – 45% das exportações mundiais do grão em 2014 saíram do Brasil, segundo a Organização Internacional do Café (ICO). Em contrapartida, União Europeia, Estados Unidos e Japão são os principais importadores mundiais do grão.

2.5. Cana-de-Açúcar

A cana-de-açúcar é, de todos os plantios agrícolas comerciais brasileiros, o mais antigo. Foi introduzida nas Américas em 1493, por meio da segunda expedição de Cristóvão Colombo e, no Brasil, em 1502. Em 1520 já haviam registros, na alfândega de Lisboa, de entrada de açúcar proveniente do Brasil (Cesnik, 2004).

A história dos plantios de cana-de-açúcar se liga à história do país. Primeiramente instalada no Nordeste brasileiro, hoje encontra-se em produção nos 27 estados do país, concentrando-se especialmente no Sudeste, sendo São Paulo e Minas Gerais responsáveis por 66% da produção nacional.

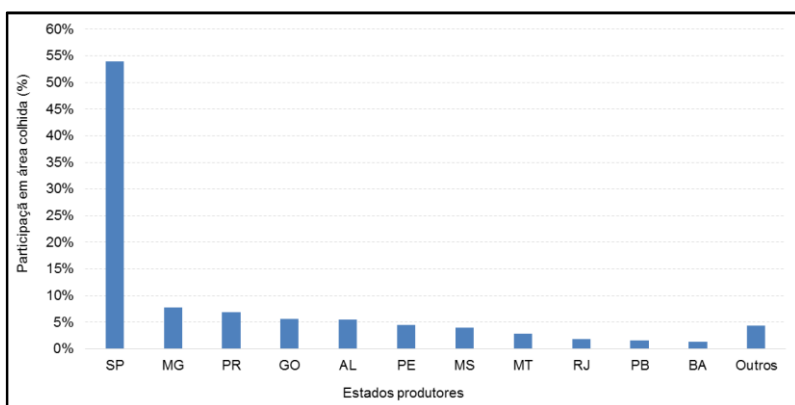


Figura 10 – Participação estadual na área colhida de cana de açúcar – 2002-2013

Fonte: IBGE/Pesquisa Agrícola Municipal (PAM) 2002-2013; dados trabalhados pelo autor

O Brasil é o maior produtor mundial de cana-de-açúcar, bem como de açúcar, e deve se manter na ponta pelos próximos 10 anos, segundo relatório publicado em 2015 pela OCDE-FAO¹, apesar da falta de investimentos observada no setor nos últimos anos e das condições climáticas adversas que o país tem enfrentado.

¹ OCDE-FAO Perspectivas Agrícolas 2015-2024 traz em 2015, em seu o Capítulo 2 o Brasil como destaque. OCDE - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico. FAO - Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação.

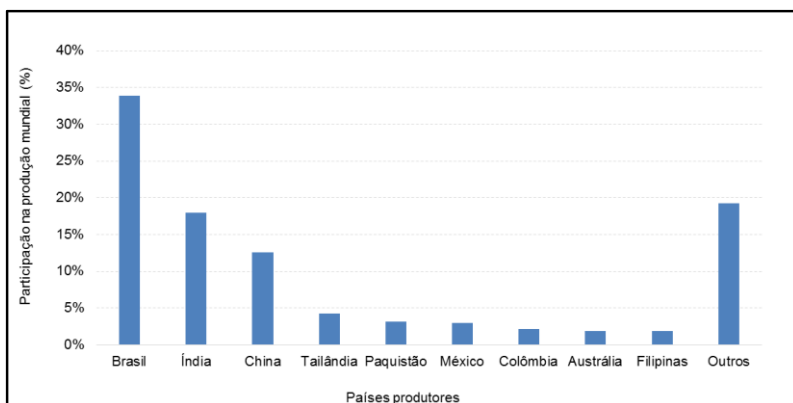


Figura 11 – Participação na produção mundial de cana-de-açúcar, por país produtor – 2015

Fonte: FAO-Stat, 2015; dados trabalhados pelo autor

Quanto à produção de etanol, o Brasil é o segundo maior produtor mundial, atrás apenas dos Estados Unidos, que produzem o biocombustível utilizando milho como insumo.

A balança comercial brasileira dos produtos derivados da cana-de-açúcar tem contribuição decisiva nos estados das regiões Sudeste, Sul e Nordeste – especialmente Alagoas.

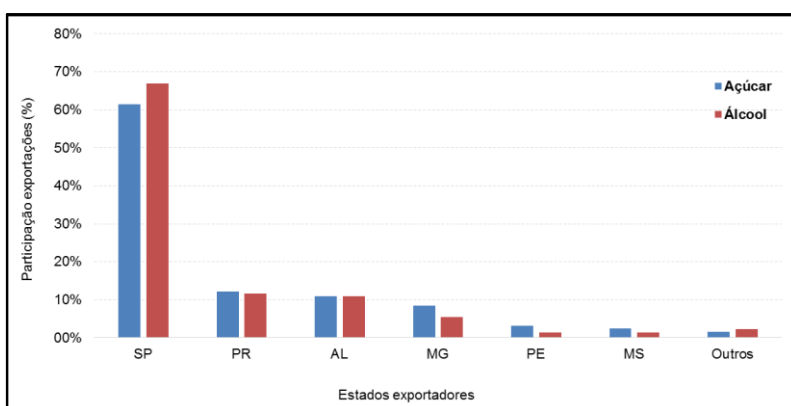


Figura 12 – Participação relativa dos estados brasileiros na exportação de açúcar e álcool – 2002-2015

Fonte: MDIC/AliceWeb; dados trabalhados pelo autor

2.6. Carne bovina

A bovinocultura de corte é um dos principais setores do agronegócio brasileiro e é uma das cadeias que mais possui destaque no cenário mundial. Conforme dados do IBGE²

² Em setembro de 2015 foi publicado pelo IBGE o relatório “Mudanças na Cobertura e Uso da Terra no Brasil 2000 – 2010 – 2012”. Os resultados apresentados no relatório permitem a detecção de

(2015), houve incremento de, aproximadamente, 40% nas áreas de pastagens plantadas, entre os anos 2000 e 2012, ante expansão agrícola e silvicultural de 20%. O rebanho de gado bovino, no entanto, não acompanhou tal expansão, visto crescimento de 14% no número de cabeças de gado entre 2002 e 2013.

No âmbito do comércio internacional, “[...] Em 2000, o Brasil era o sexto maior exportador mundial de carne bovina; em 2003, conquistou o segundo posto e, a partir de 2004, consolidou-se como maior exportador mundial.” (URSO, 2007, p.03). Desde então se mantém na liderança das exportações mundiais do produto e, segundo o MAPA, é responsável por um quinto de toda a carne bovina consumida no mundo. Mesmo no posto de maior exportador mundial, a maior parte da produção do setor atende ao mercado interno, em torno de 85% da produção, conforme dados do MAPA.

Para os próximos 10 anos, a OCDE-FAO prevê aumento do rebanho bovino brasileiro, especialmente impulsionado pelo crescimento da demanda internacional e desvalorização da moeda, que torna o produto nacional ainda mais competitivo no mercado internacional.

Os estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Goiás e Pará respondem por 54% do rebanho brasileiro, no entanto São Paulo lidera o ranking das exportações de carne – carcaças refrigeradas, apesar de possuir o 7º maior rebanho de gado bovino do Brasil – Figura 13.

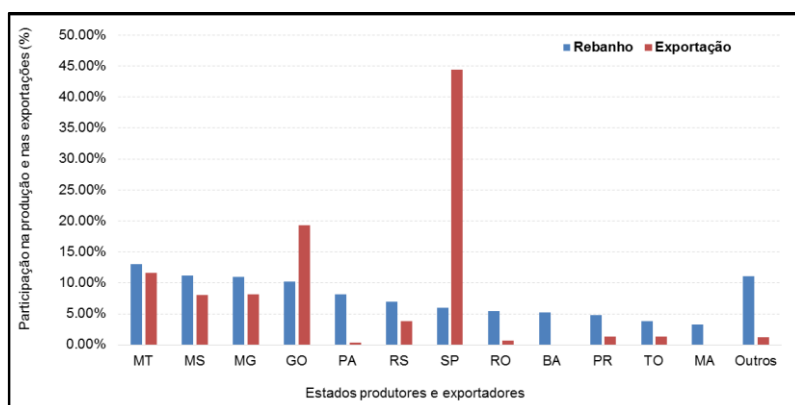


Figura 13 - Participação estadual na produção (rebanho) e exportação brasileira de carne bovina – 2002-2013/2015

Fonte: MDIC/AliceWeb; IBGE/Pesquisa Pecuária Municipal (PPM) 2002-2013; dados trabalhados pelo autor

2.7. Celulose

Apesar da área com florestas plantadas no Brasil ocupar somente 0,9% do território – 7,74 milhões de hectares³ – “[...] o setor florestal brasileiro é referência mundial por sua competitividade e por suas práticas de manejo, pois utiliza exclusivamente florestas plantadas na produção de celulose e papel.” (BIAZUS et. al, 2010, p.312). Os plantios de eucalipto correspondem a 72% do total de florestal plantadas no país, e localizam-se especialmente nos estados de Minas Gerais, São Paulo e Mato Grosso do Sul.

A produtividade florestal no país destaca-se, em muito, dos demais países produtores – Figura 14. Além da competitividade via produtividade, o Brasil destaca-se, também, por possuir ciclos de produção mais curtos, entre 5 e 7 anos.

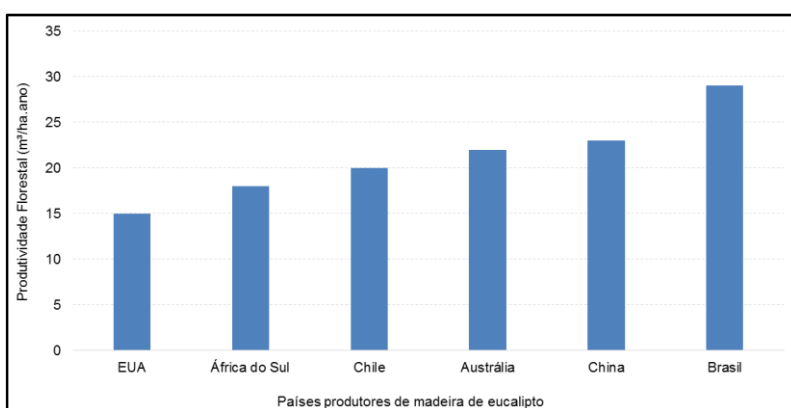


Figura 14 – Produtividade florestal no Brasil versus outros importantes produtores mundiais
Fonte: IBÁ, 2015; dados trabalhados pelo autor

Dentro da cadeia florestal, um dos principais elos é a produção de celulose branqueada de fibra curta – oriunda de florestas de eucalipto. O Brasil desponta como maior produtor de celulose deste tipo, e é quarto no ranking dos países produtores de todos os tipos de celulose – fibra longa e fibra curta – estando atrás de Estados Unidos, China e Canadá. A fibra produzida é destinada à fabricação de papéis de imprimir e escrever e *tissue* – papéis resistentes, absorventes e suaves, também classificados como papéis sanitários.

Segundo dados da Ibá, 64% da celulose produzida no Brasil é destinada à exportação, com maiores volumes destinados à Europa, China e América do Norte. As exportações brasileiras do produto cresceram 219% entre 2002 e 2013, a uma taxa média de 10% ao ano,

³ Dados da Indústria Brasileira de Árvores (IBÁ), em seu Relatório 2015. A associação é responsável pela representação institucional da cadeia produtiva de árvores plantadas, do campo à indústria.

sendo no consolidado do período, os estados do Espírito Santo e da Bahia, responsáveis por 54% do total exportado.

Apesar de, historicamente, os estados acima citados se apresentarem como os maiores exportadores, o panorama nacional tem se alterado nos últimos 5 anos, com a entrada de dois grandes produtores de celulose no estado do Mato Grosso do Sul, que hoje corresponde à 21% da exportação brasileira, contra 22% do Espírito Santo e 24% da Bahia. Além do Mato Grosso do Sul, o estado do Maranhão entrou no cenário florestal nos últimos 3 anos, com a construção de uma fábrica de celulose em Imperatriz. A Figura 15 apresenta a mudança na dinâmica das exportações brasileiras, por estado de origem.

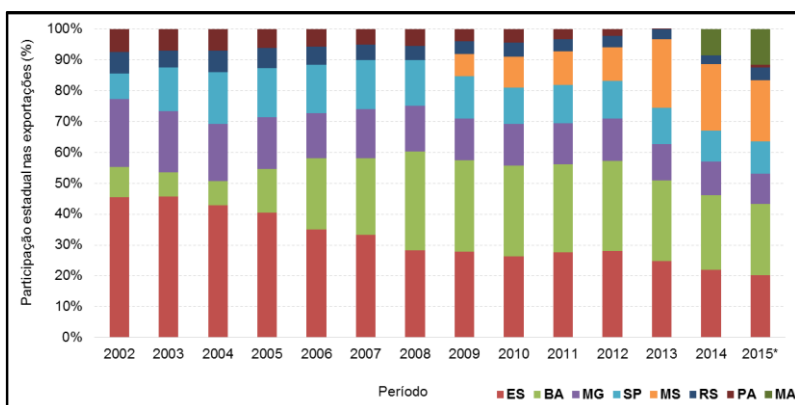


Figura 15 – Participação estadual na exportação de celulose branqueada de eucalipto – 2002-Set/2015.
Fonte: MDIC/AliceWeb; dados trabalhados pelo autor

3. REVISÃO DE LITERATURA

Este capítulo está estruturado em três blocos, os quais farão um breve resumo dos principais trabalhos publicados sobre a teoria econômica clássica de oferta e demanda, análises estatístico-econômicas de preço de terras no Brasil e análises comparativas de valorização do preço da terra no país em relação a outros ativos financeiros.

Como elemento base para formação de preços de ativos, em especial o ativo terra, já no início do século XIX, economistas clássicos como Thomas Malthus (1766 – 1834) e David Ricardo (1772 – 1823), discutiam sobre o tema. Lenz (1985) buscou apresentar os contrapontos existentes entre as teorias dos dois autores. Enquanto que para Malthus o aumento da renda da terra é uma condição natural de uma economia de crescimento populacional e, por consequência, crescimento da produção de alimentos, fazendo com que o melhor indicador da riqueza de um país seja a riqueza dos proprietários de terra; para Ricardo, o aumento do preço da terra é efeito de um aumento de riqueza de um país e não a sua causa.

“Segundo Ricardo, se o arrendatário paga a renda ao proprietário da terra é porque ele não encontra aplicação para o seu segundo capital, do qual aufera um rendimento maior. A taxa de lucro corrente situa-se nesse nível e, se o arrendatário se recusasse a pagar esta renda, sempre existiriam outros dispostos a entregar ao proprietário tudo aquilo que excedesse à taxa de lucro vigente.” (LENZ, 1985, p. 97)

Além disso, “[...] Ricardo introduz a questão do valor em relação à renda, dizendo que o valor da produção agrícola se forma da mesma maneira que os demais bens, a partir da quantidade de trabalho necessário para produzi-los.” (LENZ, 1985, p. 97). Deste modo, a terra só teria uma renda adicional quando outras terras, de menor potencial produtivo ou necessidade de trabalho adicional para produzir os mesmos níveis que o primeiro tipo de terra comesçassem a ser cultivadas.

"(...) quando a terra é mais abundante, quando é mais produtiva e mais fértil, ela não produz renda; e é somente quando seu poder decai, e menos é gerado como rendimento do trabalho, que uma parte da produção original das porções mais férteis é separada em forma de renda.” (RICARDO, 1821, p.70)

Como conclusão, Lenz (1985), mostra que as diferenças entre Ricardo e Malthus sobre a renda da terra são apenas ideológicas visto a concordância de ambos que, no longo prazo, o

progresso técnico na agricultura conduz a um aumento na renda da terra – seja via aumento de produtividade ou abertura de novas áreas. Deve-se atentar ao fato de que tais trabalhos são anteriores à “Revolução Verde”, que teve início no começo dos anos 1900, e que trouxe para agricultura desenvolvimentos químicos e biológicos que revolucionaram o modo de produção e as produtividades das lavouras (Albergoni & Pelaez, 2007).

No fim do século XIX, Alfred Marshall (1842 – 1924) buscou fechar alguns pontos que haviam sido deixados em aberto pelos economistas clássicos e sua principal contribuição à teoria econômica foi a publicação do livro *Principles of Economics*, em 1890. A teoria marshalliana de equilíbrio entre oferta e demanda – onde os preços são determinados tanto pela oferta quanto pela demanda de bens, faz parte desta publicação.

Nicholson & Snyder (2005) explicam em seu livro a teoria marshalliana, na qual oferta e demanda interagem para que sejam determinados o preço de equilíbrio e a quantidade que será negociada no mercado. A Figura 16 apresenta graficamente o equilíbrio de preço e quantidade. A curva DD representa a quantidade demandada de um bem, para cada preço possível; a curva é apresentada com inclinação negativa, refletindo a teoria dos preços marginais, onde consumidores estão dispostos a pagar menos para cada unidade adicional adquirida. Em contrapartida, a curva SS é representada com inclinação positiva, visto que mostra como o custo marginal de produção aumenta, com o acréscimo da produção total. As curvas se cruzam no ponto p^* , q^* , denominado de ponto de equilíbrio – onde compradores e vendedores se satisfazem com as quantidades comercializadas e com preço que estão sendo negociados. Deste modo Marshall demonstra como preço e quantidade são definidos simultaneamente na interação entre oferta e demanda.

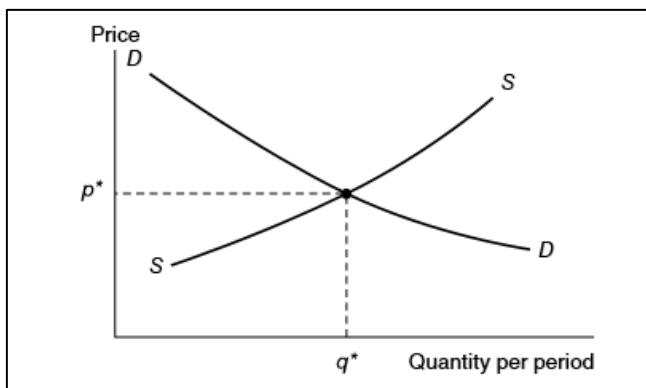


Figura 16 - Equilíbrio entre oferta (S) e demanda (D)

Fonte: Nicholson & Snyder (2005), p.10

A teoria de Marshall buscava explicar o chamado paradoxo água-diamante, levantada por Adam Smith (1723 – 1790), que deu início à discussão sobre custo marginal e utilidade marginal. O paradoxo consistia em entender porque alguns produtos extremamente úteis possuíam baixo valor de troca, enquanto alguns outros produtos não essenciais possuíam um altíssimo valor de troca. Marshall resolveu este paradoxo, ao entender que o preço reflete tanto o valor marginal do consumo quanto o custo marginal da produção do bem.

“Visto desta maneira, não há paradoxo algum. Água tem baixo valor porque tem tanto um valor marginal baixo, quanto um custo marginal de produção baixo. Por outro lado, diamantes possuem alto valor, porque tem tanto um alto valor marginal (porque pessoas estão dispostas a pagar bastante por um a mais) e um alto custo de produção.” (NICHOLSON & SNYDER, 2005, p.10)

Vale ressaltar que o modelo marshalliano é considerado um modelo de equilíbrio parcial, visto que explica o comportamento de apenas um mercado por vez. Deste modo é possível inferir que o preço da terra deve, portanto, ser consequência das forças de oferta e demanda exercidas sobre este ativo, tanto considerando seus aspectos de fator de produção quanto de reserva de valor.

Outra maneira de valorar a ativos, incluindo nestes a terra, engloba a teoria de mercado de ativos, que demanda não mais equilíbrios parciais, como no caso do modelo marshalliano, mas sim modelos de equilíbrio geral. Varian (1992), aponta diversos modelos de *asset pricing*, ou precificação de ativos. Esses modelos buscam analisar os determinantes de diferenciação no preço dos ativos. Entre esses modelos é apresentado o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), ou modelo de precificação de ativos financeiros, bastante utilizado na avaliação de investimentos em ativos reais, que foi derivado separadamente por William Sharpe (1964), John Lintner (1965) e Jan Mossin (1966), do trabalho de Harry Markowitz (1952) sobre diversificação de portfólio.

Para referenciar o modelo de CAPM, Varian (1992) explica sucintamente como seria um mundo caso houvesse o equilíbrio sob certezas e como funciona a precificação de ativos sob incertezas, ou riscos associados. “Em um mundo com certezas, a análise de precificação de ativos é muito simples: o preço de um ativo é simplesmente o valor presente descontado de seu fluxo de retornos. Se assim não o fosse, haveria a possibilidade de arbitragem sem risco” (VARIAN, 1992, p.368). Ou seja, em um equilíbrio de mercado todos os ativos com características ou potenciais produtivos semelhantes devem possuir o mesmo retorno. Já em um equilíbrio sob incertezas, o retorno esperado de cada ativo depende do risco deste ativo, e diferentemente do caso anterior, cada ativo terá seu próprio retorno associado, onde quanto

mais arriscado o ativo, maior o retorno esperado do mesmo para que se mantenha os investimentos nele.

“Esta análise envolve considerações de equilíbrio geral já que o valor de um ativo de risco inerentemente depende da presença ou ausência de outros ativos de risco que servem como complementos ou substitutos ao ativo em questão. Portanto, na maioria dos modelos de precificação de ativos, o valor de um ativo acaba dependendo da covariância dele com outros ativos. (VARIAN, 1992, p.370)

O modelo de CAPM traz nele a ideia de retorno de portfólio ou retorno de carteira. Neste caso investidores buscam retornos de portfólio que possuam média-variância eficiente, ou seja “[...] seja qual for o nível de investimento, o investidor gostaria de ter a menor variação possível do retorno da carteira dado um determinado valor esperado.” (VARIAN, 1992, p.372). Deste conceito deriva-se a ideia de *risk premium*, ou prêmio de risco, sendo o retorno esperado sobre um ativo (R_a), o somatório da taxa livre de risco (R_0), como por exemplo a taxa básica de juros, com um prêmio de risco que depende da covariância do retorno do ativo com uma carteira eficiente de ativos de risco (σ_{am}). Em uma explicação mais formal, “[...] o prêmio de risco é a covariância de um ativo a com o portfólio de mercado, dividido pela variação do portfólio de mercado, vezes o excesso de retorno no portfólio de mercado.” (VARIAN, 1992, 375).

$$R_a = R_0 + \frac{\sigma_{am}}{\sigma_{mm}} * (R_m - R_0) \quad (1)$$

Pode-se substituir o termo $\frac{\sigma_{am}}{\sigma_{mm}}$ por β_a , visto que o mesmo pode ser reconhecido como o coeficiente teórico de uma regressão do retorno do ativo sobre o retorno da carteira de mercado. Deste modo,

“O CAPM diz que para determinar o retorno esperado de qualquer ativo, simplesmente é necessário saber que o “beta” do ativo – é sua covariância com o portfólio de mercado. Note que a variância do retorno do ativo é irrelevante; não é o “próprio risco” de um ativo que importa, mas como esse retorno sobre um ativo contribui para o risco geral da carteira dos agentes. Já que todos possuem a mesma carteira de ativos de risco no modelo CAPM, o risco que importa é como um ativo influencia o grau de risco da carteira de mercado.” (VARIAN, 1992, p.375)

Não obstante à teoria econômica, diversos trabalhos práticos buscaram investigar quais os determinantes do preço da terra no Brasil, os fundamentos da oferta e da demanda

desse ativo, como ele pode ser considerado reserva de valor alternativa à investimentos financeiros, ou ainda como se comporta quando comparado a outros ativos para investimento financeiro. Contudo, não se tem acesso, na literatura existente, a um modelo prático que defina tendências para o preço da terra e que possa ser retroalimentado periodicamente, com informações públicas ou privadas de fácil acesso.

Entre os modelos estatísticos-econômicos disponíveis na literatura sobre o tema, está Brandão (1986), que em seu ensaio econômico sobre o comportamento do preço da terra no Brasil, busca identificar os fatores que diferenciam o comportamento do ativo terra no Brasil dos demais ativos, sendo um dos itens discutido por Rangel (1979), onde o aluguel da terra seria determinado pela demanda agrícola, ao passo que o seu preço variaria unicamente devido às características especiais de ativos, como a taxa de juros e o ciclo econômico em que a economia se encontra.

Além disso, Brandão (1986) analisou a evolução comparativa das rentabilidades de alguns outros ativos – caderneta de poupança, letras de câmbio, dólar oficial, dólar paralelo e índices IBV (extinto) e BOVESPA – com objetivo de examinar os retornos médios destes ativos e seus coeficientes de variação. Concluiu que o ativo terra era de fato atraente ao investidor, pois apresentava retornos similares ao do ativo com melhor rentabilidade àquela época, ações, no entanto com coeficiente de variação mais baixo, ou seja, risco mais baixo. Ainda, corroborou com a hipótese de que políticas de crédito subsidiado ao setor agrícola impactam positivamente o preço da terra, sendo o resultado mais claro para os setores agrícolas que apresentaram maior modernização no período. O período analisado pelo autor, 1966 a 1983, no entanto, dista da atual realidade brasileira – entre 1980 e 2006 houve um aumento de 50% nas áreas de pastagens e agricultura no país, saindo de 109 milhões de hectares, para 163 milhões de hectares, segundo dados do IBGE – Censo 2006.

O preço da terra rural no Brasil também é discutido por Plata (2006), que propôs a estimação de um modelo econométrico que visasse explicar a dinâmica do preço da terra no país, considerando-a como um ativo que pode ser utilizado tanto para produção como para especulação. Ainda apontou como variáveis que determinam o preço da terra no Brasil, além da dinâmica entre oferta e demanda: a) demanda para atividades agropecuárias, b) a infraestrutura de produção e comercialização que afeta as rendas produtivas esperadas da terra, c) leis de reserva florestal ou de proteção ao meio ambiente que limitam o uso da terra, d) grau de fragmentação das propriedades, e) contextos inflacionários, f) imposto sobre a

terra, g) grau de desenvolvimento do sistema financeiro, h) custos de transacionais e, por fim, h) o ambiente socioeconômico e político em que as transações se realizam.

Plata concluiu que a tendência do preço da terra não é afetada apenas por razões macroeconômicas, como inflação ou produto interno, que determinam, em parte, o desempenho da economia; mas, por sua vez, refletem também condições microeconômicas do mercado local ou específico, sendo as tendências macro, em conjunto com as condições micro que determinam o preço da terra.

É válido ressaltar que algumas das variáveis apresentadas por Plata serão testadas neste trabalho, em especial àquelas de magnitude mensurável como produção agrícola, preço de commodities, inflação e taxa básica de juros.

Em trabalhos mais recentes, explora-se a análise de regiões de fronteira agrícola, e a apreciação do valor destas terras em comparação com terras em regiões já desenvolvidas ou de transição. Ferro & Castro (2013) analisaram o impacto de algumas variáveis sobre o preço da terra agrícola, entre os anos de 2000 e 2010 nos três tipos de regiões supracitados, sendo fronteira agrícola determinada como áreas no sul do Maranhão, sul do Piauí, leste do Tocantins e oeste da Bahia; áreas de transição sendo áreas de exploração relativamente recente, como o Centro-Oeste; e desenvolvidas, ou áreas tradicionais, definidas como o Sul do País. As variáveis consideradas para a modelagem econométrica, em painel, foram preço de soja, produtividade, área cultivada, crédito rural, investimento em transporte, capacidade de armazenamento e preço da terra no período anterior. Como resultado, concluíram que o preço da soja está estritamente relacionado ao preço da terra para as três regiões.

Oliveira & Ferreira (2014) discutiram sobre os determinantes do preço da terra agrícola no Brasil entre o final da década de 1970 até 1994, analisando as variáveis que explicam, no período posterior à implementação do Plano Real até a crise de 2008, a determinação do preço da terra no país. Os resultados da pesquisa mostraram que de 1977 a 2008 houve redução dos preços de venda de terras de lavouras e de pastagem no Brasil, bem como decréscimo dos preços dos arrendamentos. A análise das variáveis no período considerado indicou que o valor do arrendamento da terra e a taxa de câmbio foram as variáveis que mais influenciaram o preço da terra no Brasil, tendo a primeiro efeito positivo, e a segunda, negativo. Concluiu-se, ainda, que a relação entre o PIB agrícola e o preço da terra é estatisticamente insignificante.

Nos trabalhos enquadrados como teóricos, Reydon (2004) discute sobre regulação institucional da propriedade da terra no Brasil, entre outros temas, o impacto da ocupação do

solo brasileiro, e da falta de uma regulação adequada, sobre os preços das terras agrícolas e urbanas no país. Discorre que um mercado de terras só existirá a partir da aceitação e entendimento entre os indivíduos de que existe a propriedade da terra, bem como a garantia para manutenção da mesma. Deste modo, ao ocorrerem mudanças na legislação referente à propriedade da terra, ou nas garantias relativas à mesma, o risco associado a este ativo pode afetar sua liquidez e preço. E conclui, “[...] portanto é a regulação institucional que, ao garantir a propriedade da terra, tem um papel fundamental na determinação de seu preço, e na possibilidade de se exercer alguma especulação fundiária.” (REYDON, 2004, p. 05).

O mesmo autor, em 2006, discute a participação do ativo terra agrícola em carteiras de investimento diversificadas, especialmente o comportamento do mesmo em épocas de crise econômica. Foi analisado o comportamento do Ibovespa, da Caderneta de Poupança e do preço da terra, comparando rentabilidade e variância, para seis períodos de crise entre os anos de 1980 e 2000. Esses períodos foram os de prefixação da correção monetária (jan/80 a set/81); frustração do Plano Cruzado (out/85 a ago/88); escândalo Nagi Nahas (out/88 a set/90); impeachment de Fernando Collor (out/91 a mar/93); Plano Real e a crise do México (mar/94 a set/95) e; crise da Ásia (jan/97 a mar/99). Os resultados mostraram, em parte, o que é o senso comum dos investidores, ou seja, que a Caderneta de Poupança foi, dentre os ativos estudados, aquele que apresentou rendimento mais estável. É fato que, em alguns períodos, houve perda de valor, mas deve-se ponderar que esta perda está relacionada a planos econômicos confiscatórios. Também o ativo terra mostrou reunir predicados de rentabilidade e segurança, sendo possível, de acordo com os autores, recomendá-lo como elemento de redutor de risco na carteira de investimentos.

Reydon et. al (2006), observou que, visto os mercados distintos em que estão inseridos a terra e a poupança, o grau de risco, individualmente baixo, pode diminuir ainda mais quando combinado de forma criteriosa:

“O estudo das seis crises, ao longo de vinte anos, permitiu verificar que os períodos nos quais houve perda expressiva de valor por parte daqueles ativos não são coincidentes, ou seja, o investidor que tivesse seus recursos aplicados parte em terra e parte em poupança, durante aqueles períodos críticos, teria tido melhor resultado do que se tivesse aplicado em apenas um deles.” (REYDON et. al, 2006, p. 201)

Apesar disso, alerta que essa dinâmica é a fonte da especulação com terras no país, agravando a situação agrária brasileira.

Ainda com enfoque em análises comparativas entre ativos, Gasques, Bastos & Valdes (2008), comparam os preços de terra no Brasil e nos Estados Unidos, para venda e arrendamento, entre 1977 e 2006, focando especialmente no período entre os anos 2000 e 2006. Enquanto que no período total abordado pela pesquisa, os preços de terras com destino à agropecuária, no Brasil, tiveram retração real, entre os anos 2000 e 2006, ocorre reversão desta tendência. Especialmente nos estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste,

“[...] há nítida relação entre valorização da terra e o desenvolvimento do agronegócio. Esses estados lideram a produção de grãos e carnes no país. Há, deste modo, efeitos diretos de preços de produtos agropecuários sobre o preço da terra nesses estados.” (GASQUES, BASTOS & VALDES, 2008, p.07).

Como fatores que afetaram os preços da terra no Brasil entre 2000 e 2006, os autores apresentam aumento do volume de recursos para produtores e cooperativas através do crédito rural, preços nacionais e internacionais das principais commodities agrícolas, e o aumento da demanda mundial por biocombustíveis, que pressionou a expansão das lavouras de cana-de-açúcar, milho e soja.

Quando comparada aos Estados Unidos, a valorização do preço da terra foi maior no Brasil. No entanto, “[...] A comparação dos preços médios da terra de lavouras entre Brasil e Estados Unidos mostra que em 2006 a terra no Brasil representava 41,8% do preço da terra nos Estados Unidos.” (GASQUES, BASTOS & VALDES, 2008, p.14). Para os Estados Unidos, concluíram que a valorização do preço da terra se dá pelo aumento do preço das commodities agrícolas, investimentos, taxa de juros favoráveis e incentivos fiscais.

Neste sentido, Asai & Gurgel (2014), comparam o retorno nominal médio anual da terra, por estado, ao de outros investimentos financeiros – poupança, Índice de Fundos de Investimento Imobiliário (IFIX) e Índice Bovespa (Ibovespa) – entre 2002 e 2013. Concluem que o Ibovespa e IFIX são os investimentos que apresentaram valorização igual ou superior ao apresentado pelo ativo terra, que apresentou retorno médio de 10%, conforme Figura 17.

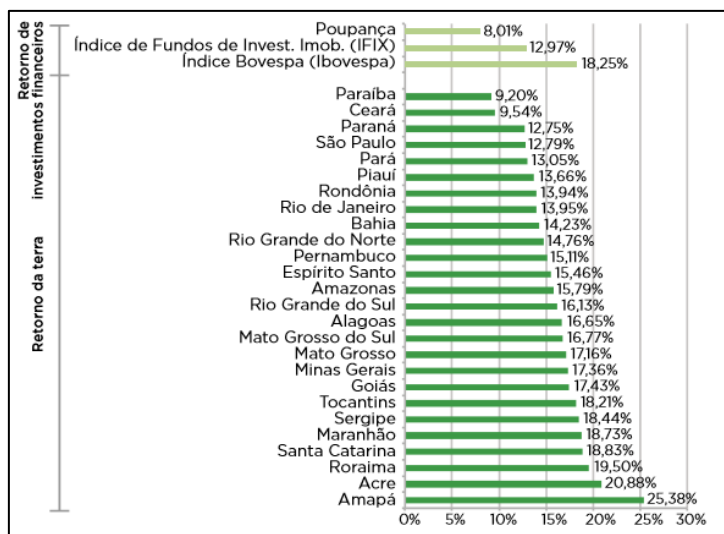


Figura 17- Comparação entre o retorno nominal médio anual da terra, por estado, e outros investimentos financeiros, entre 2002 e 2013.

Fonte: Asai & Gurgel, 2014, p. 23

Vale ressaltar que “[...] tanto os fundos imobiliários, quanto o Ibovespa apresentam liquidez maior do que as terras agrícolas, e isso pode apresentar um diferencial na escolha por este tipo de investimento.” (ASAI & GURGEL, 2014, p.23). Em contrapartida, é válido salientar que o ativo terra é um investimento de menor risco que os outros investimentos financeiros, possui menor liquidez, mas traduz segurança e preservação do patrimônio, especialmente em épocas de inflação mais elevada.

Percebe-se, deste modo, que a literatura existente sobre precificação e comportamento de terras no Brasil buscou explicar, até o momento, os motivadores da valorização de terras no país, especialmente em áreas de fronteira agrícola ou abordando o país como um todo. As variáveis comumente mais utilizadas para os estudos foram área cultivada, preços de commodities, crédito rural, taxa de câmbio, taxa de juros, inflação, PIB agroindustrial, e preço das terras no período anterior. Ademais, outros trabalhos concentraram suas pesquisas em comparar o retorno do ativo terra com o de outros ativos financeiros.

Portanto, percebe-se que ainda existem importantes lacunas no entendimento dos determinantes de preços de terras agrícolas no Brasil. Uma delas é a ausência de estudos que relacionem o preço da terra com as vendas internacionais das commodities e produtos agropecuários, considerando que o país é um grande competidor e exportador mundial. Ainda, são raros os estudos que consideram a influência da política agrícola de crédito à produção sobre o preço do ativo terra. Dessa forma, o presente estudo busca contribuir com a literatura sobre o comportamento de preços das terras rurais no Brasil, verificando se há algum nível de

cointegração entre o preço das terras para uso rural, exportação e preço de algumas commodities, taxa básica de juros, crédito rural e taxa de câmbio; analisando o comportamento dessas relações de forma que seja possível descrever um modelo para ser utilizado como ferramenta periódica de projeção das variações no preço da terra.

4. METODOLOGIA

O objetivo do presente trabalho é verificar a influência de variáveis microeconômicas e macroeconômicas, como exportação e preço das commodities – algodão, café, açúcar, álcool, milho, soja, carne bovina e celulose – taxa básica de juros (SELIC), crédito rural e taxa de câmbio – dólar americano (US\$) por reais brasileiros (R\$), sobre o preço das terras para uso rural no Brasil. Verificar-se-á o comportamento das relações entre os preços supracitados em cada um dos estados da federação, de forma que o modelo possa ser usado como ferramenta de projeção das variações no preço da terra periodicamente. A validação do modelo será feita através do teste de cointegração de Engle-Granger (1987), definido em três passos – a) testar a ordem de integração de cada uma das variáveis; b) estimar a relação de equilíbrio de longo prazo, entre as variáveis, através de mínimos quadrados ordinários (MQO) e guardar os resíduos dessa estimação, c) testar os resíduos estimados, para raiz unitária, usando o procedimento ADF (1979, 1981).

Foi considerada como variável dependente (y) o logaritmo do preço de terras por estado, e como variáveis independentes as demais variáveis macro e microeconômicas apresentadas acima. Ainda neste capítulo (item 4.3) será apresentado em detalhes os passos seguidos e cada uma das variáveis utilizadas para obtenção dos resultados. O modelo geral que se pretende estimar é representado pela Equação (2), em que as variáveis explicativas são representadas por x_i , enquanto os coeficientes que capturam a influência de cada variável explicativa sobre a variável dependente são representados por β_i .

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_{i-1} x_{i-1} + \beta_i x_i + \varepsilon \quad (2)$$

Para que sejam validadas relações de equilíbrio no longo prazo, ou de cointegração, entre variáveis não endógenas, estão disponíveis na literatura testes de cointegração. Os modelos mais reconhecidos são de Engle-Granger (1987) e Johansen (1990), especialmente pela facilidade de implantação de ambos.

Entretanto, antes de definir se duas ou mais variáveis são cointegradas, é imprescindível verificar a ordem de integração de cada uma das variáveis individualmente. Para isso são utilizados os testes de raiz unitária que, assim como os testes de cointegração, foram desenvolvidos por diversos autores. Este estudo focará no teste Dickey-Fuller

Aumentado (ADF), conforme apresentado em Dickey e Fuller (1979, 1981) e o teste KPSS, idealizado por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992).

4.1. Testes de raiz unitária

Testes de raiz unitária foram desenvolvidos para que fosse possível distinguir séries temporais não estacionárias de séries temporais estacionárias. Como abordado por Enders (2003), existem importantes diferenças entre elas, especialmente no que tange o efeito de choques. Para séries estacionárias os choques são necessariamente temporários, seus efeitos se dissipam ao longo do tempo e, no longo prazo, as séries convergem novamente à média. Já séries não estacionárias possuem componentes permanentes, onde a média ou variância dependem do tempo, não havendo, mesmo no longo prazo, média a que a série retorne.

Apesar de correlogramas serem uma ferramenta útil para detectar a possível presença de raiz unitária, o método é impreciso e, ao usá-lo, frequentemente incorre-se em equívocos. Deste modo, foram desenvolvidos os testes para verificação de raiz unitária. Quando há presença de raiz unitária, as séries são chamadas de integradas, usualmente denotadas por $I(d)$, como aponta Bueno (2008). A ordem de integração da série depende do número de diferenciações (d) necessárias para que a mesma se torne estacionária. É apropriado destacar que a maioria das séries econômicas possui ordem de integração igual a 1 – $I(1)$.

4.1.1. Dickey-Fuller aumentado (ADF)

Como descreve Bueno (2008), o conceito do teste é estimar o modelo com variáveis auto regressivas, encontrando os desvios da variável em cada período (y_t), em relação à sua média, para deslocar a distribuição do coeficiente de presença de raiz unitária (γ) em direção a zero – caso a hipótese nula (H_0) seja verdadeira, ou não-rejeitada. É válido destacar que, para o teste ADF, a hipótese nula é de que a série possui raiz unitária.

O modelo é descrito através das séries de equações abaixo apresentadas, como indicado por Enders (2003, p.225). Primeiramente deve-se considerar um processo autogressivo de ordem p .

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_{p-1} y_{t-p+1} + \alpha_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (3)$$

Para melhor entender a metodologia do teste, deve-se adicionar e subtrair $\alpha_p y_{t-p+1}$, depois, novamente adicionar e subtrair $(\alpha_{p-1} + \alpha_p) y_{t-p+2}$, e assim sucessivamente, obtendo a seguinte equação:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (4)$$

onde,

$$\gamma = - \left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i \right) \quad (5)$$

$$\beta_i = - \sum_{j=1}^p \alpha_j \quad (6)$$

Caso o coeficiente γ seja igual a um há ao menos uma raiz unitária. As estatísticas do teste correspondem a τ , τ_μ e τ_τ , a depender do componente determinístico da série – caso não possua tendência e intercepto, tenha apenas intercepto ou possua ambos, tendência e intercepto, respectivamente.

Na prática, softwares econométricos, como Eviews, apresentam a estatística t do teste, bem como os valores críticos aos níveis 1%, 5% e 10% de significância.

4.1.2. Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)

Segundo Bueno (2008), o principal problema do teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) é o baixo poder que o teste apresenta; ou seja, não é possível rejeitar a

hipótese nula para diversas séries econômicas. Deste modo, diversos outros testes foram desenvolvidos, entre eles o KPSS, em 1992.

No teste KPSS a hipótese nula é de estacionariedade da série, sendo complementar ao teste ADF, e outros testes de raiz unitária. “[...] O argumento é que se pode, assim, distinguir a raiz unitária de séries cujos dados não são suficientemente conclusivos. ” (BUENO, 2008, p.111). Neste caso, quando não se rejeita a hipótese nula temos estacionariedade da série.

O processo gerador de dados desse teste é:

$$y_t = x_t + u_t; x_t = x_{t-1} \quad (7)$$

“[...] A ideia é testar a variância de passeio aleatório x_t . Se a variância for nula, então o processo é estacionário.” (BUENO, 2008, p.111). É possível acrescentar também uma tendência determinística ao modelo de tal forma que:

$$y_t = \mu + \delta t + x_t + u_t \quad (8)$$

Procede-se, então, com a estimação da série contra as variáveis determinísticas, calcula-se os resíduos da regressão estimada para cada período t e soma-se parcialmente os resíduos (S_t). Finalmente, aplica-se o teste KPSS, assim estabelecido:

$$KPSS = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \hat{\theta}^2} \quad (9)$$

sendo $\hat{\theta}^2$, a variância de longo prazo, como definida no teste de Phillips e Perron (1988).

As estatísticas do teste correspondem a η , η_μ e η_τ , a depender do componente determinístico da série – caso não possua tendência e intercepto, possua apenas intercepto ou possua ambos, tendência e intercepto, respectivamente. Do mesmo modo que para o teste ADF, na prática, softwares econométricos, como Eviews, apresentam a estatística do teste, bem como os valores críticos aos níveis 1%, 5% e 10% de significância.

4.2. Teste de cointegração de Engle-Granger

O teste de cointegração de Engle-Granger (1987) tem por objetivo verificar se há cointegração, ou seja, uma relação de equilíbrio entre duas ou mais séries integradas de ordem um – $I(1)$.

“A metodologia consiste em estimar a relação de longo prazo e armazenar os resíduos. Se as variáveis forem cointegradas, os resíduos serão estacionários. Portanto, o objetivo é fazer o teste de raiz unitária nos resíduos. Se a hipótese nula de raiz unitária dos resíduos não for rejeitada, as variáveis não serão cointegradas. Em contraste, a rejeição da hipótese nula implica que as variáveis são cointegradas.” (BUENO, 2008, p.208).

Conforme descrito por Enders (2003), e Bueno (2008), o teste é implementado em três passos, que serão descritos a seguir.

Passo 1 – testar a ordem de integração de cada uma das variáveis, conforme descrito no subitem 4.1 deste capítulo. Por definição, é necessário para cointegração que as variáveis sejam integradas de mesma ordem.

Passo 2 – estimar a relação de equilíbrio de longo prazo, entre as variáveis, através de mínimos quadrados ordinários (MQO), na forma $y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t$, e guardar os resíduos dessa estimação.

Passo 3 – testar os resíduos estimados, para raiz unitária, usando o procedimento ADF.

“Se as variáveis são cointegradas, a regressão por MQO resulta estimadores “superconsistentes” dos parâmetros de cointegração β_0 e β_1 .” (ENDERS, 2003, p.374). A hipótese nula deve ser rejeitada para que as variáveis sejam cointegradas ou, de outro modo, a não-rejeição da hipótese nula implica na existência de raiz unitária nos resíduos, mostrando que não há cointegração entre as variáveis. É válido ressaltar que, pelos resíduos serem estimados, não é possível utilizar os valores críticos do teste ADF anteriormente propostos, no entanto Engle e Granger (1987) disponibilizaram a tabela apropriada em seu próprio trabalho, conforme descreve Bueno (2008).

4.3. Dados utilizados

Apesar da grande importância do agronegócio para a economia brasileira, os dados relativos à produção e área plantada desse setor ainda são de difícil acesso, usualmente apresentados de forma anual, além de apresentarem, por vezes, erros sistemáticos entre os anos de pesquisa, ou exibirem descontinuação de séries. As séries históricas de dados de maior constância são disponibilizadas pela Secretaria de Comércio Exterior (SECEX), órgão do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), por meio do Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior (AliceWeb).

O AliceWeb é atualizado mensalmente, e tem como base de dados o Sistema Integrado de Comércio Exterior (SISCOMEX), que administra as transações de comércio exterior no Brasil.

A princípio foi considerada a possibilidade de extrair dados de produção agrícola, pecuária e florestal divulgados pelo IBGE através das publicações: “Produção Agrícola Municipal” (PAM), “Produção Pecuária Municipal” (PPM) e “Produção da Extração Vegetal e da Silvicultura” (PEVS). O principal entrave à utilização destes dados, além da descontinuação de informações em alguns anos, é o formato anual de disponibilização dos mesmos, não permitindo a criação de uma base de dados suficientemente extensa, de frequência mensal, bimensal ou trimestral, para que possam ser gerados modelos econométricos de séries temporais adequados.

Visto este problema, optou-se por relacionar o preço das terras brasileiras aos dados de exportação disponibilizados no AliceWeb, conforme apresentando abaixo na Tabela 1. É importante ressaltar que, apesar de aproximadamente 50% da produção agrícola brasileira – das commodities selecionadas – ser destinada ao mercado externo, existem fatores como estoques, armazenagem, transporte e perdas físicas, que fazem com que os produtos do agronegócio não sejam exportados no mesmo mês de produção. Em contrapartida, sendo todos eles, com exceção da celulose, produtos perecíveis, o impacto do período de estocagem não afeta de forma inconsistente o consolidado anual.

Tabela 1 - Códigos de produto Alice Web – NCM (Nomenclatura Comum do Mercosul) 8 dígitos

Código Alice Web	Produto	Descrição
02013000	Carne bovina	Carnes desossadas de bovino, frescas ou refrigeradas
09011110	Café	Café, não torrado
10059010	Milho	Milho, em grão, exceto para semeadura
12019000	Soja	Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura
14042000	Algodão	Línteres de algodão
17011100	Açúcar	Açúcar de cana, em bruto
22071000	Etanol	Álcool etílico não desnaturado, com volume de teor alcoólico $\geq 80\%$
47032900	Celulose	Pastas químicas de madeira, à soda ou ao sulfato, exceto pastas para dissolução, semibranqueadas ou branqueadas, de não coníferas

Fonte: Alice Web

Os preços de terra foram extraídos do Relatório de Análise do Mercado de Terras (RAT), publicados bimestralmente pela Informa Economics FNP, sendo utilizados para as análises os preços médios por estado da federação. Os desembolsos regionais com crédito rural são publicados anualmente pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), para cada uma das linhas disponibilizadas ao setor e; o preço internacional das commodities foi obtido através do terminal da Bloomberg, com informações diárias das cotações nas bolsas de Chicago ou Nova Iorque, a depender de cada commodity. Para celulose não há cotações em bolsa de valores e mercados futuros, deste modo o preço utilizado foi derivado das informações de exportação contidas no sistema AliceWeb.

Tabela 2 - Códigos de produto Bloomberg

Código Bloomberg	Produto	Mercado
SB1 Comdty	Açúcar	NYC - ICE Futures US
S 1 Comdty	Soja	CBOT - Chicago Board of Trade
LC1 Comdty	Boi Vivo	NYC - ICE Futures US
CT1 Comdty	Algodão	NYC - ICE Futures US
DL1 Comdty	Etanol	CME - Chicago Mercantile Exchange
KC1 Comdty	Café	NYC - ICE Futures US
C 1 Comdty	Milho	CBOT - Chicago Board of Trade

Fonte: Bloomberg

Os valores para taxa de câmbio comercial de venda (fechamento) – dólar americano (US\$) por reais brasileiros (R\$) e taxa básica de juros (SELIC), foram retirados do site do Banco Central (BACEN), e os dados de Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M) são disponibilizados mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV/IBRE).

Para os dados publicados pelo BNDES, foi necessário consolidar duas tabelas – uma em que se apresenta os desembolsos anuais, por estado, e a outra onde são apresentados os desembolsos mensais no agregado Brasil. Como forma de transformar os dados estaduais em mensais, foi utilizado o percentual médio de desembolsos mensais, entre os anos de 2002 e julho de 2014 e, depois, o percentual foi aplicado para cada estado. Para o período entre julho de 2014 a junho de 2015, para o qual ainda não foram disponibilizados os dados pelo BNDES ou Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), foi utilizada a média, para cada bimestre, dos últimos 3 anos, visto o salto de disponibilização de crédito, via BNDES, após 2012.

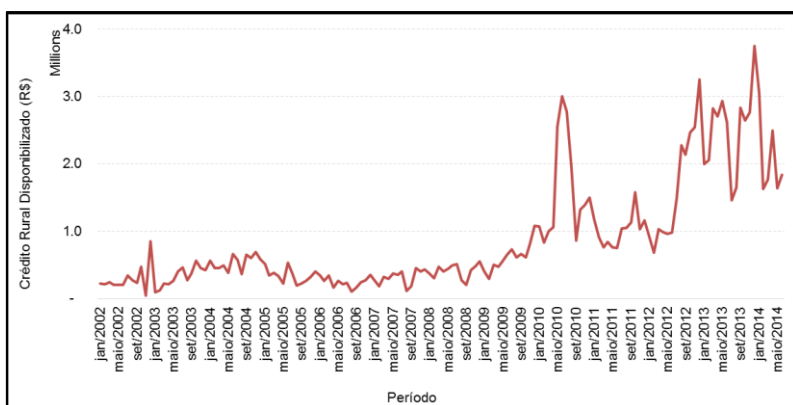


Figura 18 - Disponibilização de crédito rural via BNDES - 2002 a jul/2014
Fonte: MAPA/BNDES; dados trabalhados pelo autor

As amostras de dados utilizadas contemplam 81 períodos de observação, sendo dados bimestrais entre janeiro de 2002 e junho de 2015. Para dados publicados mensalmente ou diariamente, foi utilizado o último resultado publicado para cada bimestre, sendo os bimestres divididos em B1 (janeiro e fevereiro), B2 (março e abril), B3 (maio e junho), B4 (julho e agosto), B5 (setembro e outubro), B6 (novembro e dezembro). Todas as variáveis foram transformadas em logaritmos, uma vez que o interesse deste trabalho é verificar a variação relativa, percentual, entre o preço da terra e as demais variáveis do modelo. Deste modo, os resultados observados serão interpretados como elasticidades.

Abaixo são apresentadas as estatísticas descritivas para o grupo de variáveis independentes gerais, ou seja, àquelas que não são restritas à apenas um Estado – variáveis macroeconômicas e preço internacional das commodities.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas para variáveis comuns a todos os Estados

Variável	Descrição	Obs	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
IGPM (%)	IGPM bimestral	81	1,23	1,53	-1,26	8,94
SELIC (%)	Taxa Selic	81	0,14	0,05	0,07	0,26
FX	Log Taxa de Câmbio (R\$/US\$)	81	0,79	0,21	0,45	1,29
ln_P_Acucar	Log preço açúcar	81	2,58	0,47	1,74	3,48
ln_P_Algodao	Log preço algodão	81	4,20	0,34	3,51	5,32
ln_P_Boi	Log preço boi	81	4,60	0,23	4,15	5,13
ln_P_Cafe	Log preço café	81	4,78	0,44	3,80	5,70
ln_P_Celulose	Log preço celulose	81	6,10	0,18	5,78	6,38
ln_P_Etanol	Log preço etanol	81	0,27	0,85	-1,36	1,22
ln_P_Milho	Log preço milho	81	5,92	0,43	5,27	6,69
ln_P_Soja	Log preço soja	81	6,84	0,37	6,08	7,48

Fonte: Elaboração própria

Após a verificação da ordem de integração de cada uma das variáveis, foram selecionadas àquelas que apresentaram mesma ordem, sendo elas de ordem de integração 1, I(1), e aplicou-se o Passo 2 e o Passo 3, do teste de cointegração de Engle e Granger (1987).

5. RESULTADOS

Esse capítulo descreve a implementação do modelo proposto, descrito no capítulo anterior, bem como apresenta os resultados obtidos.

5.1. Resultados dos testes de raiz unitária

Conforme apontado na Seção anterior, as séries temporais utilizadas no presente tipo de modelagem econométrica precisam ser, conjuntamente, estacionárias. Deste modo, o primeiro método adotado contempla a realização do teste de raiz unitária denominado Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Conforme processo adotado por Enders (2003), pode-se estimar três casos distintos: modelo sem tendência e intercepto, modelo apenas com intercepto ou modelo com tendência e intercepto. Os valores da estatística “t” de Student, para cada um dos modelos, foram comparados com os valores críticos das estatísticas τ (tau), τ_μ (tau-mi) e τ_τ (tau-tau). É válido ressaltar que todas as séries utilizadas estão na forma logarítmica, para que a análise e interpretação dos dados fosse realizada de maneira mais simples e direta, com exceção da taxa SELIC e do IGP-M, visto que ambas séries são apresentadas na forma percentual.

Primeiramente aplicou-se o teste ADF em nível para todas as variáveis, e foi observado que não era possível rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária; ou seja, os logaritmos das séries são não estacionários, com exceção da variável IGP-M, que mostrou possuir série estacionária e, assim, não pode ser utilizada nas análises posteriores. Baseando-se nesses resultados, reproduziu-se o ajustamento para avaliar o comportamento das séries quando analisadas nas primeiras diferenças.

Na Tabela 4, abaixo, são apresentados os valores críticos dos testes ADF e KPSS, em primeiras diferenças, com os quais deve-se comparar os resultados dos testes para cada uma das variáveis.

Tabela 4 – Valores críticos dos testes de raiz unitária

Teste de Hipótese	ADF (τ) H0: $\gamma = 1$	ADF ($\tau\mu$) H0: $\gamma = 1$	ADF ($\tau\tau$) H0: $\gamma = 1$	KPSS ($\eta\mu$) H0: $\gamma < 1$
1% level	-2,595	-3,516	-4,078	0,739
5% level	-1,945	-2,899	-3,468	0,463
10% level	-1,614	-2,587	-3,161	0,347

Fonte: Eviews 8

Os resultados do teste ADF e KPSS, para as variáveis, estão apresentados no APÊNDICE A deste trabalho. Os nomes das variáveis, exceto taxa Selic (SELIC) e taxa de câmbio (FX), são construídos indicando: a) se base logarítmica (LN); b) se preço (P) ou estado (UF); c) item – commodity, crédito rural (CR) ou preço de terra (terra).

Todas as variáveis testadas pelo método ADF se apresentaram estacionárias, em primeiras diferenças, a um nível de significância de 5%. Já pelo método KPSS, apenas as variáveis LN_GO_Algodão, LN_MG_Boi, LN_MG_Café e LN_PB_Etanol se apresentaram não-estacionárias. No entanto, como o teste KPSS é utilizado apenas como contraprova ao teste ADF, as estimações de longo prazo foram construídas também com essas variáveis.

Além dos testes de raiz unitária, foi construída a matriz de correlação entre o grupo de variáveis independentes gerais, onde pôde ser observado o mesmo comportamento para as duas variáveis macroeconômicas – taxa de câmbio e taxa básica juros – ante o preço das commodities agrícolas. Este resultado pode servir como indicativo inicial do comportamento também do preço das terras rurais ante essas as variáveis macroeconômicas.

Tabela 5 - Matriz de correlação variáveis independentes gerais – variáveis macroeconômicas e preço da commodities

	FX	SELIC	Açúcar	Algodão	Boi	Café	Celulose	Etanol	Milho	Soja
FX	1,00									
SELIC	0,70	1,00								
Açúcar	-0,71	-0,73	1,00							
Algodão	-0,53	-0,52	0,71	1,00						
Boi	-0,23	-0,58	0,55	0,54	1,00					
Café	-0,72	-0,69	0,87	0,76	0,68	1,00				
Celulose	-0,66	-0,64	0,69	0,72	0,60	0,77	1,00			
Etanol	-0,79	-0,74	0,79	0,49	0,54	0,79	0,72	1,00		
Milho	-0,63	-0,77	0,73	0,74	0,62	0,77	0,83	0,67	1,00	
Soja	-0,55	-0,80	0,68	0,73	0,68	0,74	0,75	0,62	0,92	1,00

Fonte: Elaboração própria

5.2. Estimação de equilíbrio de longo prazo por MQO

Para a estimação do equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, foi utilizado o método de mínimos quadrados ordinários (MQO). O preço de terra de cada um dos estados brasileiros foi regredido contra as variáveis básicas SELIC, FX, CR e, para os estados exportadores, contra o logaritmo do volume de exportações e logaritmo do preço das commodities exportadas. Desta maneira, os estados podem ser divididos em dois grandes grupos – os que possuem pouca representatividade agrícola, quando levado em conta o mercado internacional, e os estados exportadores.

Tabela 6 – Número de regressores para cada estado da federação

Estado	Regressores	Estado	Regressores
AC	3	SC	5
AM	3	AL	7
AP	3	PE	7
CE	3	TO	7
PI	3	BA	9
RJ	3	ES	9
RN	3	MT	9
RO	3	MS	11
RR	3	RS	11
SE	3	GO	13
MA	5	MG	15
PA	5	PR	15
PB	5	SP	19

Fonte: Elaboração própria

Como observa-se na Tabela 6, acima, os estados que apresentam apenas 3 regressores, são aqueles que utilizam como variáveis endógenas apenas os regressores básicos, enquanto os que possuem 5 ou mais regressores são estados com acentuada relevância na balança comercial brasileira de produtos agropecuários. É válido ressaltar que os volumes correspondentes ao Distrito Federal foram considerados conjuntamente com os volumes do estado de Goiás.

As regressões foram descritas, primeiramente, com todas as variáveis independentes disponíveis por estado. Após a primeira estimação, foram excluídas aquelas que não possuíam significância estatística, bem como foram feitos testes com conjunto de variáveis a fim de manter no modelo somente as variáveis que, de fato, conseguem explicar variações na variável dependente, preço de terra.

Os coeficientes de ajustamento dos modelos, R^2 , variaram entre 0,6075 e 0,9769, sendo o mais baixo para o estado do Rio Grande do Norte, e o maior ajustamento encontrado no estado de São Paulo.

5.3. Resultados dos testes de raiz unitária nos resíduos das regressões

Após realizar as estimações de longo prazo por MQO, foi possível gerar a série de resíduos de cada uma das regressões. A partir dessas séries desenvolve-se o terceiro passo do teste de cointegração proposto por Engle-Granger (1987), teste para raiz unitária nos resíduos, como descrito na Seção anterior.

Ressalta-se, novamente, que não é possível utilizar os valores críticos do teste ADF anteriormente propostos, uma vez que os resíduos são estimados. Deste modo, deve-se utilizar a tabela apropriada a este teste, disponível no trabalho de Engle e Granger (1987).

Tabela 7 – Valores críticos do teste de raiz unitária ADF para resíduos

Teste de Hipótese	ADF Sem Defasagens
1% level	-4,070
5% level	-3,370
10% level	-3,030

Fonte: Engle e Granger, 1987 – pg.269

A partir dos resultados do teste ADF, não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, em nível, para oito estados – Alagoas, Amazonas, Ceará, Maranhão, Paraíba, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte e Santa Catarina. Estimou-se novamente as regressões para os estados de Alagoas, Maranhão, Paraíba e Santa Catarina, mantendo somente as variáveis básicas, no entanto os resultados do teste não foram alterados. Nesse caso, a estimação dos parâmetros através de MQO não é adequada, apesar do coeficiente de ajustamento apresentar uma relação significativa entre as séries. Este resultado é conhecido como regressão espúria ou regressão sem sentido.

Para os estados do Amapá, Espírito Santo, Pará, Pernambuco, Piauí, Roraima e Sergipe rejeitou-se a hipótese nula de raiz unitária ao nível de significância de 5%. Para os outros 11 estados foi possível rejeitar a hipótese nula ao nível de 1% de significância.

O resultado do teste de raiz unitária nos resíduos da regressão, para cada um dos estados, é apresentado na Tabela 8, a seguir.

Tabela 8 – Resultados do teste de raiz unitária ADF para resíduos das regressões

UF	ADF	UF	ADF
AC	-4,488577	PB	-2,175893
AL	-2,857753	PE	-3,3894
AM	-2,456721	PI	-3,525226
AP	-3,493828	PR	-6,042066
BA	-4,53263	RJ	-2,477689
CE	-3,05312	RN	-2,798413
ES	-4,209217	RO	-4,614097
GO	-6,940653	RR	-3,503914
MA	-2,455764	RS	-5,503857
MG	-4,070244	SC	-2,610412
MS	-6,063413	SE	-3,453207
MT	-5,317329	SP	-7,198382
PA	-3,77117	TO	-4,631208

Fonte: Elaboração própria

5.4. Análise dos equilíbrios de longo prazo

A partir dos resultados obtidos nas subseções 5.2 e 5.3, acima, foram analisados os resultados de equilíbrio de longo prazo para os 18 estados que apresentaram cointegração entre as variáveis independentes e o preço da terra. Como descrito por Gujarati (2004), ao analisar o teste de raiz unitária dos resíduos e rejeitar a hipótese nula, podemos concluir que os resíduos da regressão são integrados de ordem zero – $I(0)$; ou seja, apesar das séries não serem estacionárias em nível, os resíduos obtidos através da regressão o são. Deste modo, pode-se afirmar que as variáveis são cointegradas e a regressão é não espúria. O sinal dos coeficientes estimados pode ser observado abaixo na Tabela 9.

Tabela 9 - Sinal dos coeficientes estimados das variáveis independentes

Variável Dependente (Preço de Terra)	Sinal do coeficiente
SELIC	-
FX	+
Crédito Rural	-
Preço Açúcar	+
Preço Algodão	-
Preço Boi	+
Preço Café	+
Preço Celulose	+
Preço Etanol	+
Preço Milho	-
Preço Soja	+
Vol Exp. Açúcar	+
Vol Exp. Algodão	-
Vol Exp. Boi	-
Vol Exp. Café	-
Vol Exp. Celulose	+
Vol Exp. Etanol	+
Vol Exp. Milho	-
Vol Exp. Soja	+

Fonte: Elaboração própria

O comportamento da Selic, em relação ao preço da terra, se apresenta consistente para todos os estados analisados, sendo o impacto da variável negativo. Este resultado é economicamente crível, visto que a taxa Selic é base para grande parte dos investimentos financeiros de baixo risco. Em períodos em que a taxa Selic se apresenta mais elevada há uma reação de desaceleração na apreciação do valor da terra. A relação inversa pode ser observada, também, através da variação bimestral das variáveis. É possível notar, pelo gráfico da Figura 19, abaixo, que o efeito entre as variáveis não é simultâneo; os preços de terra demoram ao menos doze meses para refletir o efeito causado pela Selic.

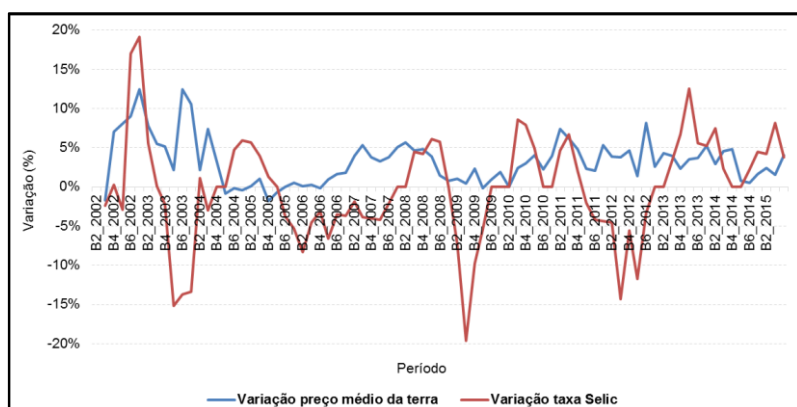


Figura 19 – Variação percentual preço médio da terra e taxa Selic – jan/2002 a mai/2015.

Fonte: FNP/BACEN; dados trabalhados pelo autor

O desempenho da taxa de câmbio também se apresentou consistente para todos os estados analisados, exceto para o Acre, Pará, Roraima e Sergipe, que não tiveram a variável incluída nas estimações. Os coeficientes apresentaram correlação positiva com o preço de terra, resultado esperado para essa variável; uma vez que a taxa de câmbio impacta diretamente o preço das commodities agrícolas e, por consequência, o volume das exportações, é factível que esta variável impacte também o preço de terras agrícolas de forma positiva.

A variável crédito rural apresentou coeficientes que pouco explicam a variação no preço da terra, além de não ter sido incluída na modelagem de todos os estados. Os coeficientes variaram entre -0,08 e 0,02; ou seja, um aumento de 1% da disponibilização de crédito rural levaria a uma movimentação de -0,08% a 0,02% no preço da terra. A correlação mostrou-se positiva apenas para o estado do Amapá, portanto não é possível obter uma conclusão satisfatória de como o preço de terra é impactado pela disponibilidade de crédito rural.

Como esperado empiricamente, o preço da terra agrícola apresentou alguma correlação com preço e volume de exportação de commodities para os estados que desempenham algum papel na balança comercial de produtos agrícolas, pecuários e florestais, no Brasil.

De todas as variáveis de cunho agrossilvipastoril, o preço da carne bovina é a que apresenta maior correlação com a variável dependente, também em estados essencialmente criadores de gado, mas não exportadores, como é o caso do Pará e de Rondônia. Os coeficientes calculados variam entre 1,3 e 2,04, apontado que o aumento em 1% do preço do gado leva a uma variação positiva de 1,3% a 2,04% no preço da terra. De fato, a criação de gado de corte bovino, principalmente de forma extensiva, não possui muitas barreiras de entrada e saída aos produtores rurais, e quaisquer áreas de aptidão agrícola podem ser facilmente convertidas ao pasto em pouco tempo.

Dentre as variáveis de preços de commodities, apenas algodão e milho apresentaram correlação negativa com o a variável independente, sendo o preço de algodão somente relevante para o estado de São Paulo. Para os estados produtores de milho e soja que apresentaram significância estatística para essas commodities, é observado que ao excluir a variável preço de soja da regressão, e estimar novamente o modelo, o coeficiente relacionado ao preço de milho torna-se ligeiramente positivo.

Os preços de açúcar e etanol apresentam coeficientes de correlação positivos para os estados produtores, e somados podem explicar de 0,22% até 0,75% da variação unitária

percentual do preço da terra, como no estado do Pernambuco. É interessante notar que, apesar dos preços destas commodities possuírem uma grande correlação com o preço da terra rural, os volumes de exportação pouco conseguem explicar, e impactam somente os dois maiores estados produtores de cana-de-açúcar – São Paulo e Paraná.

O mesmo efeito é observado para os coeficientes relacionados à soja – enquanto um aumento de 1% no preço da commodity pode impactar entre 0,22% e 0,94% o preço da terra, o volume de exportação é explicativo apenas para o estado de Goiás, com impacto de 0,02%. Este resultado condiz com a conclusão apresentada por Ferro & Castro (2013), trabalho que foi comentado no terceiro Capítulo, onde verificam que o preço da soja está estritamente relacionado ao preço da terra para as regiões estudadas. Variáveis relacionadas ao café apresentaram correlação positiva para os estados da Bahia e Espírito Santo, e negativa para o estado do Paraná, com coeficiente de correlação abaixo de -0,1. Apesar do estado de Minas Gerais ser o maior produtor e exportador do produto, não foi observada significância estatística ao incluir essa variável no modelo de regressão, portanto optou-se pela exclusão da mesma.

Tanto preço quanto volume de exportação de celulose apresentam coeficientes de correlação positivos para os estados tradicionalmente exportadores – Bahia, Espírito Santo, Mato Grosso do Sul e São Paulo. Para o estado do Pará, o coeficiente de correlação relativo ao volume de exportação se apresentou modestamente negativo, -0,01.

Abaixo, seguem tabelas contendo os coeficientes estimados das regressões para os 18 estados que apresentaram cointegração entre algumas das variáveis independentes e o preço da terra, estatísticas t , R^2 , R^2 ajustado e Durbin-Watson, agrupados pelas macrorregiões brasileiras.

Tabela 10 - Resultados região SUL

Variável Dependente	Paraná		Rio Grande do Sul	
	Coef.	Estatística-t	Coef.	Estatística-t
β_0 - Intercepto	-0,9312	(-1,0661)	-1,2357	(-1,6096)***
β_1 - SELIC	-2,5254	(-4,1472)*	-3,7243	(-4,7369)*
β_2 - FX	0,3859	(6,4861)*	0,1248	(2,1841)**
β_4 - Preço Açúcar	0,2560	(4,9402)*	-	
β_6 - Preço Boi	1,5212	(15,9948)*	2,0458	(18,3440)*
β_9 - Preço Etanol	0,0837	(2,5078)*	-	
β_{10} - Preço Milho	-0,4411	(-4,7909)*	-0,3225	(-2,7612)*
β_{11} - Preço Soja	0,7149	(6,7323)*	0,5433	(3,8116)*
β_{12} - Vol Exp. Açúcar	0,0408	(2,1607)**	-	
β_{14} - Vol Exp. Boi	-		-0,0822	(-4,1990)*
β_{15} - Vol Exp. Café	-0,0952	(-2,1461)**	-	
β_{17} - Vol Exp. Etanol	-0,0051	(-1,8557)**	-	
β_{18} - Vol Exp. Milho	-		-0,0085	(-2,7666)*
R ²	0,968224		0,95217	
R ² ajustado	0,963685		0,947584	
Durbin-Watson	1,301941		0,968353	

Fonte: Elaboração própria

Nota: *nível de confiança 95%; **nível de confiança 99%; ***nível de confiança 99,9%

Dentre os estados da região Sul, somente Santa Catarina apresentou não estacionariedade dos resíduos sendo, portanto, excluído da análise de equilíbrio de longo prazo. Paraná e Rio Grande do Sul apresentaram coeficientes consistentes com a realidade agrícola em qual estão inseridos, visto que ambos estados estão entre os maiores produtores e exportadores de cada uma das commodities com as quais mostraram alguma correlação. É interessante notar que quando analisadas as variáveis relativas à carne bovina, apenas o preço do boi é significativo para o estado do Paraná, isto ocorre porque apesar do estado possuir um grande rebanho de bovinos, a maior parte dos abates são destinados ao mercado interno.

Tabela 11 - Resultados região SUDESTE

Variável Dependente	São Paulo		Espírito Santo		Minas Gerais	
	Coef.	Estatística-t	Coef.	Estatística-t	Coef.	Estatística-t
β_0 - Intercepto	-2,2962	(-2,3657)**	-1,1173	(-0,7245)	-2,1445	(-3,2517)*
β_1 - SELIC	-2,4949	(-4,5528)*	-9,6995	(-10,0296)*	-4,0438	(-5,1006)*
β_2 - FX	0,1516	(3,0577)*	0,5918	(5,3751)*	0,3065	(4,1196)*
β_3 - Crédito Rural	-		-0,0348	(-4,2408)*	-	
β_4 - Preço Açúcar	0,1974	(4,0549)*	-	-	0,2286	(3,2872)*
β_5 - Preço Algodão	-0,1942	(-3,0401)*	-	-	-	
β_6 - Preço Boi	1,3387	(16,0605)*	-	-	1,7264	(13,2180)*
β_7 - Preço Café	-		0,6839	(5,3536)*	-	
β_8 - Preço Celulose	-		1,0869	(4,1683)*	-	
β_9 - Preço Etanol	0,0739	(2,2876)**	-	-	0,1542	(3,3658)*
β_{10} - Preço Milho	-0,1477	(-1,9029)**	-	-	-	
β_{11} - Preço Soja	0,4001	(4,2054)*	-	-	0,2279	(2,4592)*
β_{12} - Vol Exp. Açúcar	0,0639	(2,7871)*	-	-	-	
β_{13} - Vol Exp. Algodão	-0,0502	(-1,7690)**	-	-	-	
β_{16} - Vol Exp. Celulose	0,1815	(3,8406)*	-	-	-	
β_{17} - Vol Exp. Etanol	-0,0138	(-2,8127)*	-	-	-	
R ²	0,976917		0,882016		0,954105	
R ² ajustado	0,972844		0,87415		0,950384	
Durbin-Watson	1,598743		0,480477		0,72721	

Fonte: Elaboração própria

Nota: *nível de confiança 95%; **nível de confiança 99%; ***nível de confiança 99,9%

Para região Sudeste, o estado do Rio de Janeiro foi excluído da análise de equilíbrio de longo prazo por, assim como Santa Catarina, apresentar não estacionariedade dos resíduos. São Paulo foi o estado que apresentou maior número de variáveis independentes explicando o preço de terra, o que se faz coerente visto a grande participação do estado especialmente nas exportações agrícolas brasileiras. Espírito Santo, maior estado exportador histórico de celulose, e segundo maior exportador de café apresentou relação positiva do preço da terra com essas variáveis. Para Minas Gerais os coeficientes apresentaram-se positivos para todas as variáveis, e como retratado anteriormente, apesar do estado ser o maior exportador nacional de café, a variável não se mostrou significativa e, por isso, foi excluída da regressão.

Tabela 12 - Resultados região CENTRO-OESTE

Variável Dependente	Goiás		Mato Grosso Sul		Mato Grosso	
	Coef.	Estatística-t	Coef.	Estatística-t	Coef.	Estatística-t
β_0 - Intercepto	-3,6986	(-4,6714)*	-5,4561	(-5,9971)*	-4,8396	(-7,4924)*
β_1 - SELIC	-4,7716	(-6,8643)*	-3,2325	(-4,6391)*	-3,3464	(-4,3660)*
β_2 - FX	0,4312	(8,1218)*	0,3235	(5,4270)*	0,2156	(3,8945)*
β_3 - Crédito Rural	-	-	-0,0104	(-2,2690)**	-	-
β_4 - Preço Açúcar	0,3551	(6,3389)*	0,2237	(3,8917)*	-	-
β_6 - Preço Boi	1,9605	(18,0016)*	1,5996	(11,8500)*	2,0170	(18,3007)*
β_8 - Preço Celulose	-	-	0,3734	(2,0659)**	-	-
β_{10} - Preço Milho	-0,3569	(-3,5781)*	-0,5684	(-4,9535)*	-0,2814	(-2,4626)*
β_{11} - Preço Soja	0,6555	(5,2057)*	0,9484	(7,5851)*	0,6944	(4,9591)*
β_{14} - Vol Exp. Boi	-0,0878	(-2,0532)**	-	-	-	-
β_{19} - Vol Exp. Soja	0,0217	(1,9247)**	-	-	-	-
R ²	0,970697		0,963783		0,949407	
R ² ajustado	0,967441		0,959758		0,946034	
Durbin-Watson	1,536481		1,273483		0,969268	

Fonte: Elaboração própria

Nota: *nível de confiança 95%; **nível de confiança 99%; ***nível de confiança 99,9%

Os três estados que compreendem a região Centro-Oeste foram incluídos na análise de equilíbrio de longo prazo, visto que os resíduos das três regressões se mostraram estacionários, fazendo com que os resultados das estimações por MQO sejam consistentes. Sendo a região a maior exportadora brasileira das commodities agrícolas acima listadas, o resultado obtido mostra-se coeso. Atenta-se ao fato do coeficiente da variável preço de celulose para o estado do Mato Grosso do Sul ser relativamente baixo quando comparado aos demais uma vez que o estado é atualmente o maior produtor de celulose de fibra curta do mundo; no entanto é importante ressaltar que as exportações no estado iniciaram-se apenas em 2009 e, portanto, no longo prazo essa variável tende a apresentar um coeficiente mais elevado.

Com relação aos estados da região Nordeste, somente Bahia, Pernambuco, Piauí e Sergipe apresentaram estacionariedade nos resíduos das regressões. Pernambuco apresentou coeficientes significantes para as variáveis preço de açúcar e preço de etanol, enquanto a Bahia apresentou resultados coerentes para os coeficientes das variáveis preço de café e volume de exportação de celulose, conforme resultados apresentados na

Tabela 13, abaixo.

Nos estados da Região Norte, Tocantins, Pará e Rondônia apresentaram correlação significativa entre preço do boi e preço da terra. Amapá, Roraima e Acre, por não possuírem representatividade agrícola apresentaram relação somente com taxa SELIC e crédito rural. O estado do Amazonas apresentou não-estacionariedade nos resíduos e, portanto, foi excluído da análise. Os resultados para esta região podem ser observados a seguir, na Tabela 14.

Tabela 13 - Resultados região NORDESTE

Variável Dependente	Bahia		Pernambuco		Piauí		Sergipe	
	Coef.	Estatística-t	Coef.	Estatística-t	Coef.	Estatística-t	Coef.	Estatística-t
β_0 - Intercepto	-1,5176	(-0,9611)	6,8306	(12,4233)*	8,0634	(26,3083)*	10,6537	(48,8541)*
β_1 - SELIC	-3,1328	(-3,1502)*	-9,4331	(-7,9241)*	-12,7790	(-9,2549)*	-14,2140	(-14,7615)*
β_2 - FX	0,4882	(6,0433)*	0,6560	(5,0087)*	0,2842	(2,1588)**	-	
β_3 - Crédito Rural	-0,0136	(-2,3131)**	-0,0408	(-3,9587)*	-0,0455	(-3,9373)*	-0,0712	(-6,0165)*
β_4 - Preço Açúcar	-	-	0,5073	(4,1358)*	-		-	
β_7 - Preço Café	0,5302	(5,2393)*	-		-		-	
β_9 - Preço Etanol	-	-	0,2525	(3,1079)*	-		-	
β_{11} - Preço Soja	0,4712	(4,1269)*	-		-		-	
β_{15} - Vol Exp. Café	-0,1632	(-2,7040)*	-		-		-	
β_{16} - Vol Exp. Celulose	0,2770	(5,2779)*	-		-		-	
R ²	0,922889		0,828102		0,663403		0,747656	
R ² ajustado	0,915495		0,816642		0,650289		0,741185	
Durbin-Watson	0,8157425		0,368249		0,190678		0,226652	

Fonte: Elaboração própria

Tabela 14 - Resultados região NORTE

Variável Dependente	Tocantins		Pará		Rondônia		Amapá		Roraima		Acre	
	Coef.	Estatística-t	Coef.	Estatística-t	Coef.	Estatística-t	Coef.	Estatística-t	Coef.	Estatística-t	Coef.	Estatística-t
β_0 - Intercepto	-4,3525	(-5,4286)*	-0,6189	(-0,7077)	-0,3277	(-0,4777)*	6,9463	(16,9945)*	8,2880	(38,0348)*	9,2354	(41,2173)*
β_1 - SELIC	-3,7686	(-4,0035)*	-4,8080	(-7,8560)*	-3,4801	(-6,1421)*	-20,6042	(-10,0414)*	-10,9349	(-10,4068)*	-14,7416	(-13,0842)*
β_2 - FX	0,1461	(2,3164)**	-		-		0,4938	(2,4974)*	-		-	
β_3 - Crédito Rural	-0,0137	(-2,0553)**	-0,0200	(-3,2598)*	-0,0137	(-2,3049)*	0,0261	(1,8033)**	-0,0536	(-3,9037)*	-0,0848	(-5,7729)*
β_6 - Preço Boi	1,7939	(9,5643)*	1,8203	(11,2793)*	1,8677	(14,7837)*	-		-		-	
β_{11} - Preço Soja	0,5214	(4,3383)*	-		-		-		-		-	
β_{14} - Vol Exp. Boi	0,0195	(3,4476)*	-		-		-		-		-	
β_{16} - Vol Exp. Celulose	-		-0,0110	(-2,3476)*	-		-		-		-	
R ²	0,946881		0,925019		0,915607		0,677611		0,609154		0,746004	
R ² ajustado	0,942574		0,921072		0,912319		0,66505		0,599132		0,739491	
Durbin-Watson	0,873779		0,61084		0,631501		0,156803		0,166643		0,242414	

Fonte: Elaboração própria

Nota Tabela 13 e Tabela 14: *nível de confiança 95%; **nível de confiança 99%; ***nível de confiança 99,9%

6. CONCLUSÕES

O presente trabalho avaliou o impacto de algumas variáveis sobre o preço da terra para cada um dos estados da federação, tendo como base estudos que abordam através das mais variadas metodologias a variação dos preços das terras rurais. Estando o Brasil entre os cinco maiores países produtores de importantes commodities agrícolas e pecuárias, como algodão, café, cana-de-açúcar, milho, soja e carne bovina, além de produtos derivados de florestas plantadas, como a celulose, buscou-se verificar a cointegração entre estes produtos e o preço da terra, bem como o efeito de algumas variáveis macroeconômicas sobre este preço.

A análise empírica, balizada pelo método de cointegração, mostrou que os estados que possuem participação relevante em exportações de ao menos uma das commodities listadas, apresentaram cointegração entre o preço da terra rural e algumas das variáveis independentes. Para os estados de Alagoas, Amazonas, Ceará, Maranhão, Paraíba, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte e Santa Catarina não foi possível estimar qualquer relação de longo prazo entre as variáveis, visto que os resíduos das estimações não se apresentaram estacionários.

Para os estados do Acre, Amapá, Piauí, Roraima e Sergipe, apesar dos testes de raiz unitária para os resíduos serem satisfatórios, o grau de ajustamento dos modelos por MQO ficou abaixo de 0,75, apresentando cointegração apenas com as variáveis SELIC e crédito rural, tendo a variável SELIC uma elasticidade positiva bastante elevada, contra o modesto impacto negativo da variável crédito rural. Como também apontado por Ferro & Castro (2013), os coeficientes relativamente baixos para o crédito agrícola podem ser explicados pela baixa representatividade dessa fonte de recursos para custear a produção em relação às demais fontes de crédito.

A taxa de câmbio apresentou elasticidade positiva para os estados essencialmente exportadores. É interessante notar que, apesar dos estados do Pará e Rondônia possuírem participação significativa no rebanho de bovinos brasileiro, o destino da carne produzida é essencialmente mercado doméstico. Deste modo, para esses estados, a taxa de câmbio não apresentou correlação com o preço da terra rural.

Dentre as variáveis agrossilvipastoris, os preços das commodities apresentaram maiores elasticidades que os volumes de exportação, bem como exibiram correlações para um maior número de estados. A maior correlação para preço de commodities é economicamente justificável, visto que o preço afeta o mercado de tais commodities no mesmo momento,

enquanto volumes de exportação são reflexos não somente dos preços e taxa de câmbio, mas também do volume produzido na safra, produtividade e disponibilidade de terras.

Algumas ressalvas, contudo, devem ser feitas em relação às análises desenvolvidas no presente trabalho. Como séries históricas de preço de terras são pouco divulgadas, e quando divulgadas possuem valor de aquisição elevado, utilizou-se nas análises preços bimestrais, para que houvesse maior quantidade de dados na elaboração dos modelos. É razoável supor que impactos bimestrais nos preços de terra não são tão expressivos quanto quando da análise anual; o mesmo ocorre com as variações nos preços das commodities e, especialmente, nos volumes de exportação. Ainda, os volumes de exportação foram considerados ao invés de volumes de produção, uma vez que esse o volume de produção não divulgado pelo IBGE na periodicidade desejada, sendo somente divulgado na base anual.

Para a realização de novas pesquisas sobre o tema sugere-se analisar as variáveis anualmente, buscando um menor tratamento nos dados, especialmente o que tange conversões de período que podem não refletir da maneira mais correta a realidade de cada mercado. Seria conveniente, também, utilizar algumas das variáveis de forma defasada, em especial aquelas que não apresentaram resultados explicativos satisfatórios, como crédito rural. Além disso, seria interessante cruzar informações de preços de terra das duas fontes de maior confiabilidade disponíveis hoje no país – FGV e Informa Economics FNP – e utilizar uma série mais longa, novamente para que não seja preciso tratar dados a fim de obter uma série mais extensa. Além disso, sugere-se levar em conta variáveis qualitativas, que podem exercer grande influência nos modelos, como nível de precipitação anual, qualidade do solo, disponibilidade de infraestrutura e custo de abandono da atividade. Para inclusão de parte destas variáveis faz-se necessário, porém, subdividir os Estados Federação em microrregiões, para que melhor se capture cada um dos resultados.

Portanto, a partir dos resultados obtidos por este trabalho, é razoável afirmar que para estados com notável participação na balança comercial brasileira de produtos agrossilvipastoris é possível obter um modelo de equilíbrio de longo prazo entre o preço da terra de uso rural e variáveis agrícolas, pecuárias e silviculturais, crédito rural e também variáveis macroeconômicas como taxa básica de juros e taxa de câmbio.

REFERÊNCIAS

- ALBERGONI, Leide; PELAEZ, Victor. **Da Revolução Verde à agrobiotecnologia: ruptura ou continuidade de paradigmas?** Revista de Economia, páginas 31-53. Curitiba, jan./jun. 2007. Disponível em: <<http://ojs.c3sl.ufpr.br/ojs2/index.php/economia/>>. Acesso em: 13 fev. 2016.
- ASAI, Guilherme; GURGEL, Ângelo. **Terras agrícolas – Opção de Investimento.** Revista Agroanalysis, páginas 23-24. São Paulo, julho 2014. Disponível em: <<http://www.agroanalysis.com.br/>>. Acesso em: 15 nov. 2015.
- BIAZUS, André; HORA, André B.; LEITE, Bruno G. P. **Panorama de mercado: celulose.** BNDES Setorial 32, 2010, páginas 311-370. Disponível em: <www.bndes.gov.br/bibliotecadigital>. Acesso em: 24 nov. 2015.
- BRANDÃO, Antonio S. P. **O preço da terra no Brasil: verificação de algumas hipóteses.** Ensaios Econômicos da EPGE, nº 79. Rio de Janeiro: ANPEC/EPGE/FGV, 1986.
- CASTILHO, Marcelo A. **Determinantes do preço da terra no Mato Grosso do Sul.** 2012. 69f. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas. Disponível em <www.bibliotecadigital.unicamp.br>. Acesso em: 04 nov. 2015.
- EGLER, Claudio A. G. **Preço da terra, taxa de juro e acumulação financeira no Brasil.** Revista de Economia Política, Vol. 5, nº1, p.112-135, janeiro-março/1985. Disponível em <<http://www.egler.com.br/>>. Acesso em: 21 abr. 2015.
- ENDERS, Water. **Applied Econometric Time Series.** 2 ed. John Wiley & Cons, Inc., 2003.
- ENGLE, Robert F.; GRANGER, C. W. J. **Co-Integration and Erroe Correction: Representation, Estimation, and Testing.** Econometria, Vol.55, nº2, p. 251-276, março/1987. Disponível em: <http://www.uta.edu/faculty/crowder/papers/Engle_Granger_1987.pdf>
- FERRO, Aline B; CASTRO, Eduardo R. **Determinantes dos Preços de Terras no Brasil: uma análise de região de fronteira agrícola e áreas tradicionais.** Revista Economia e Sociologia Rural, Vol.51, nº.3. Brasília, julho-setembro/2013. Disponível em: <<http://www.scielo.br/>>. Acesso em: 04 nov. 2015.
- INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ÁRVORES. **Relatório Ibá 2015.** São Paulo, 2015. Disponível em: <<http://www.iba.org/>>. Acesso em: 24 nov. 2015.
- INFORMA ECONOMICS FNP. **Relatório de Análise do Mercado de Terras – Relatório Bimestral.** Janeiro/2002 – Junho/2015.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário 2006.** Rio de Janeiro, 2006. Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 21 abr. 2015.

FERREIRA, Célia R. R. P. T. F.; CAMARGO, Ana Maria M. P. **Análise do mercado de terras no Estados de São Paulo, 1969 a 1986**. São Paulo: Secretaria de Agricultura e Abastecimento/Instituto de Economia Agrícola (IEA), 1987. Disponível em <www.iea.sp.gov.br>. Acesso em: 21 abr. 2015.

GASQUES, José G; BASTOS, Eliana T.; VALDES, Constanza. **Preços da Terra no Brasil**. Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. Rio Branco, AC, 2008. Disponível em <<http://ageconsearch.umn.edu/>>. Acesso em: 21 abr. 2015.

GUJARATI, Damodar N. **Basic Econometrics**. 4 ed. The McGraw–Hill Companies, 2004.

HANDERSOM, Jason **Will Farmland Values Keep Booming?** Economic Review • Second Quarter 2008, páginas 81 a 104. Federal Reserve Bank Of Kansas City, 2008. Disponível em Federal Reserve Bank Of Kansas City: <<https://www.kansascityfed.org/>>. Acesso em: 22 abr. 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Mudanças na cobertura e uso da terra: 2000-2010-2012**. Rio de Janeiro, 2015. Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 22 nov. 2015.

KWIATKOWSKI, Denis; PHILLIPS, Peter C. B; SCHMIDT, Peter; SHIN, Yongcheol. **Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root**. Journal of Econometrics, 54, (1992), páginas 159-178. North-Holland. Disponível em: <<http://www.deu.edu.tr/>>. Acesso em: 17 nov. 2015.

LENZ, Maria Heloisa. **A evolução do conceito de renda da terra no pensamento econômico: Ricardo, Malthus, Adam Smith e Marx**. XI Encontro Regional de Economia – ANPEC-Sul, 2008. Universidade Federal do Paraná, Curitiba. Disponível em: <http://www.economiaetecnologia.ufpr.br/XI_ANPEC-Sul/>. Acesso em: 15 nov. 2015.

NICHOLSON, Walter; SNYDER, Christopher. **Microeconomic Theory – Basic principles and extensions**. 10 ed. Thomson South-Western, Mason, 2008.

ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA ALIMENTAÇÃO E AGRICULTURA (FAO), ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÓMICO (OCDE). **OECD-FAO Agricultural Outlook 2015 – Chapter 2**. Paris, 2015. Disponível em: <www.agri-outlook.org/publication/>. Acesso em: 08 nov. 2015.

PLATA, Ludwig E. A. **Dinâmica do preço da terra rural no Brasil: uma análise de cointegração**. Mercado de terras no Brasil – Estrutura e Dinâmica, páginas 125 a 151. Brasília: Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA)/Núcleo de Estudos Agrários e Desenvolvimento Rural (NEAD), 2006.

RANGEL, Ignácio M. **Questão Agrária e Agricultura**. Encontros com a Civilização Brasileira, nº 7. Rio de Janeiro, 1979.

REYDON, Bastiaan P. **A regulação institucional da propriedade da terra no Brasil: uma necessidade urgente**. Campinas: NEA (Núcleo de Economia Agrícola)/IE (instituto de Economia)/Unicamp, 2004.

REYDON, Bastiaan P.; ANÃÃÃ, Edar S.; KLOECKNER, Gilberto O.; CORNÉLIO, Francisca Neide M. **Ativo terra agrícola em carteiras de investimento**. Mercado de terras no Brasil – Estrutura e Dinâmica, páginas 181 a 204. Brasília: Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA)/Núcleo de Estudos Agrários e Desenvolvimento Rural (NEAD), 2006. Disponível em: < www.mda.gov.br>. Acesso em: 15 mai. 2015.

REYDON, Bastiaan P.; CORNÉLIO, Francisca N. M. **Mercados de Terras no Brasil: estrutura e dinâmica**. Brasília: Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA)/Núcleo de Estudos Agrários e Desenvolvimento Rural (NEAD), 2006. Disponível em: < www.mda.gov.br>. Acesso em: 15 mai. 2015.

SAYAD, João. **Preço da terra e mercados financeiros**. Pesquisa e Planejamento Econômico, p. 623-662, Rio de Janeiro, dez 1977. Disponível em <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe>>. Acesso em: 29 abr. 2015.

STORCK, Lindolfo; BISOGNIN, Dílson A.; CARGNELUTTI, Alberto Filho. **Ganho genético decorrente da substituição anual de cultivares de milho**. Pesquisa agropecuária brasileira, Vol.40, nº.9, Brasília, set 2005. Disponível em: <<http://www.scielo.br/>>. Acesso em: 18 nov. 2015.

SYCZEWSKA, Ewa M. **Empirical power of the Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test**. Working Paper No. 3-10, Institute of Econometrics, Warsaw School of Economics. Varsóvia. Disponível em: <<http://www.sgh.waw.pl/instituty/zes/wp/>>. Acesso em: 17 nov. 2015.

URSO, Fabiana S. P. **A cadeia da carne bovina no Brasil: uma análise de poder de mercado e teoria da informação**. 2007. 107f. Tese (Doutorado em Administração de Empresas) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo. Disponível em < bibliotecadigital.fgv.br>. Acesso em: 24 nov. 2015.

VARIAN, Hal R. **Microeconomic Analysis**. 3 ed. W. W. Norton & Company, 1992.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Resultado dos testes de raiz unitária em primeiras diferenças

Teste de Hipótese	ADF (τ)		ADF ($\tau\mu$)		ADF ($\tau\tau$)		KPSS ($\eta\mu$)
	H0: $\gamma = 1$		H0: $\gamma = 1$		H0: $\gamma = 1$		H0: $\gamma < 1$
1% level	-2,595		-3,516		-4,078		0,739
5% level	-1,945		-2,899		-3,468		0,463
10% level	-1,614		-2,587		-3,161		0,347
Variável	Teste t	p-valor	Teste t	p-valor	Teste t	p-valor	Teste t
SELIC (%)	-3,9394	0,0001	-3,9142	0,0030	-3,9184	0,0157	0,0960
FX	-7,3770	0,0000	-7,3496	0,0000	-7,3998	0,0000	0,2732
LN_P_Açúcar	-8,4384	0,0000	-8,4226	0,0000	-8,5460	0,0000	0,1821
LN_P_Algodão	-8,4668	0,0000	-8,4455	0,0000	-8,4898	0,0000	0,1016
LN_P_Boi	-10,3388	0,0000	-10,5331	0,0001	-10,4563	0,0000	0,1398
LN_P_Café	-7,9506	0,0000	-7,9603	0,0000	-8,0495	0,0000	0,1950
LN_P_Celulose	-5,6315	0,0000	-5,6184	0,0000	-5,6257	0,0001	0,0694
LN_P_Etanol	-7,8618	0,0000	-7,8836	0,0000	-7,9727	0,0000	0,1896
LN_P_Milho	-6,9479	0,0000	-6,9375	0,0000	-6,9421	0,0000	0,1021
LN_P_Soja	-7,9133	0,0000	-7,9138	0,0000	-7,9418	0,0000	0,1176
LN_AC_CR	-8,8906	0,0000	-8,9045	0,0000	-9,1580	0,0000	0,2766
LN_AC_Terra	-5,0937	0,0000	-6,6035	0,0000	-6,6023	0,0000	0,0631
LN_AL_Açúcar	-12,3854	0,0000	-12,2971	0,0001	-12,2170	0,0001	0,2969
LN_AL_CR	-8,9890	0,0000	-9,0233	0,0000	-9,1832	0,0000	0,2394
LN_AL_Etanol	-11,7969	0,0000	-11,8925	0,0001	-11,8924	0,0001	0,2078
LN_AL_Terra	-4,5403	0,0000	-5,3493	0,0000	-5,3146	0,0002	0,0461
LN_AM_CR	-9,0399	0,0000	-9,0506	0,0000	-9,4281	0,0000	0,3438
LN_AM_Terra	-4,4979	0,0000	-5,8872	0,0000	-5,8475	0,0000	0,1889
LN_AP_CR	-8,8780	0,0000	-8,8209	0,0000	-8,8629	0,0000	0,1304
LN_AP_Terra	-2,3547	0,0188	-2,9765	0,0416	-2,9966	0,1399	0,1063
LN_BA_Café	-8,2150	0,0000	-8,1599	0,0000	-8,0811	0,0000	0,3289
LN_BA_Celulose	-12,1106	0,0000	-12,1460	0,0001	-12,1397	0,0001	0,1696
LN_BA_CR	-8,9091	0,0000	-8,9426	0,0000	-9,1396	0,0000	0,2592
LN_BA_Soja	-10,4385	0,0000	-10,4705	0,0001	-10,5668	0,0000	0,2232
LN_BA_Terra	-2,5763	0,0105	-5,5707	0,0000	-5,8803	0,0000	0,2168
LN_CE_CR	-8,8764	0,0000	-8,8925	0,0000	-9,0793	0,0000	0,2603
LN_CE_Terra	-2,5969	0,0099	-6,1948	0,0000	-6,2329	0,0000	0,1468
LN_ES_Boi	-10,6208	0,0000	-10,5536	0,0001	-10,4846	0,0000	0,1681
LN_ES_Café	-8,6323	0,0000	-8,5703	0,0000	-8,9134	0,0000	0,2406
LN_ES_Celulose	-7,8071	0,0000	-7,8178	0,0000	-7,7281	0,0000	0,0593
LN_ES_CR	-11,1912	0,0000	-11,1404	0,0001	-11,1167	0,0000	0,3001
LN_ES_Terra	-2,0491	0,0395	-5,8620	0,0000	-5,8282	0,0000	0,0452
LN_GO_Açúcar	-7,1444	0,0000	-6,7515	0,0000	-6,6989	0,0000	0,2630
LN_GO_Algodão	-13,5276	0,0000	-13,4406	0,0001	-13,3645	0,0001	0,5000
LN_GO_Boi	-9,4032	0,0000	-9,3505	0,0000	-9,2878	0,0000	0,1017

Teste de Hipótese	ADF (τ)		ADF ($\tau\mu$)		ADF ($\tau\tau$)		KPSS ($\eta\mu$)
	H0: $\gamma = 1$		H0: $\gamma = 1$		H0: $\gamma = 1$		H0: $\gamma < 1$
Variável	Teste t	p-valor	Teste t	p-valor	Teste t	p-valor	Teste t
LN_GO_CR	-8,9020	0,0000	-8,9382	0,0000	-9,1322	0,0000	0,2559
LN_GO_Milho	-11,3635	0,0000	-11,2948	0,0001	-11,2210	0,0001	0,1640
LN_GO_Soja	-12,4101	0,0000	-12,3199	0,0001	-12,6343	0,0001	0,2353
LN_GO_Terra	-2,6527	0,0085	-3,3049	0,0180	-2,7842	0,2078	0,1056
LN_MA_CR	-8,9315	0,0000	-8,9608	0,0000	-9,1552	0,0000	0,2513
LN_MA_Soja	-7,4039	0,0000	-7,4270	0,0000	-7,6805	0,0000	0,1358
LN_MA_Terra	-2,9029	0,0042	-6,4071	0,0000	-6,3961	0,0000	0,1388
LN_MG_Açúcar	-8,8140	0,0000	-8,9460	0,0000	-9,1372	0,0000	0,1963
LN_MG_Boi	-16,3729	0,0000	-16,7874	0,0001	-17,9928	0,0001	0,5000
LN_MG_Café	-4,2824	0,0000	-4,2505	0,0011	-4,2194	0,0068	0,5000
LN_MG_Celulose	-9,0583	0,0000	-9,0770	0,0000	-9,1404	0,0000	0,0916
LN_MG_CR	-8,9057	0,0000	-8,9401	0,0000	-9,1514	0,0000	0,2716
LN_MG_Etanol	-15,6939	0,0000	-15,6224	0,0001	-7,1742	0,0000	0,3085
LN_MG_Soja	-10,2688	0,0000	-10,1956	0,0001	-10,1165	0,0000	0,3557
LN_MG_Terra	-1,6645	0,0905	-4,5774	0,0003	-4,7653	0,0012	0,1650
LN_MS_Açúcar	-14,8643	0,0000	-6,9518	0,0000	-10,0824	0,0000	0,0487
LN_MS_Boi	-10,2011	0,0000	-10,1360	0,0000	-10,1114	0,0000	0,0945
LN_MS_CR	-8,9017	0,0000	-8,9378	0,0000	-9,1331	0,0000	0,2592
LN_MS_Milho	-8,3025	0,0000	-8,2750	0,0000	-8,2427	0,0000	0,1368
LN_MS_Soja	-14,9458	0,0000	-14,9137	0,0001	-14,9664	0,0001	0,3185
LN_MS_Terra	-2,8420	0,0050	-3,4656	0,0116	-3,4084	0,0576	0,1137
LN_MT_Boi	-11,8994	0,0000	-11,9606	0,0001	-12,0168	0,0001	0,1006
LN_MT_CR	-8,8974	0,0000	-8,9353	0,0000	-9,1228	0,0000	0,3402
LN_MT_Milho	-8,2443	0,0000	-8,2263	0,0000	-8,2476	0,0000	0,1335
LN_MT_Soja	-4,6498	0,0000	-4,6157	0,0003	-4,6029	0,0021	0,1599
LN_MT_Terra	-4,0570	0,0001	-5,4090	0,0000	-6,4179	0,0000	0,1528
LN_PA_Celulose	-4,3938	0,0000	-4,4185	0,0007	-4,5966	0,0023	0,0790
LN_PA_CR	-8,9576	0,0000	-8,9857	0,0000	-9,1567	0,0000	0,2917
LN_PA_Terra	-3,4590	0,0007	-4,6312	0,0003	-4,6704	0,0016	0,0976
LN_PB_CR	-8,9150	0,0000	-8,9232	0,0000	-9,0856	0,0000	0,1797
LN_PB_Etanol	-13,8040	0,0000	-13,7152	0,0001	-13,6523	0,0001	0,5000
LN_PB_Terra	-2,2019	0,0275	-6,4905	0,0000	-6,6158	0,0000	0,2448
LN_PE_Açúcar	-12,7672	0,0000	-12,7313	0,0001	-12,7518	0,0001	0,2733
LN_PE_CR	-8,9635	0,0000	-8,9899	0,0000	-9,1928	0,0000	0,2933
LN_PE_Etanol	-10,7280	0,0000	-10,6550	0,0001	-10,5754	0,0000	0,1624
LN_PE_Terra	-3,6699	0,0004	-5,4219	0,0000	-5,3917	0,0001	0,0560
LN_PI_CR	-8,9084	0,0000	-8,9344	0,0000	-9,1405	0,0000	0,2511
LN_PI_Terra	-3,2748	0,0013	-5,4630	0,0000	-5,4517	0,0001	0,0728
LN_PR_Açúcar	-12,2759	0,0000	-12,3509	0,0001	-12,3205	0,0001	0,1390
LN_PR_Boi	-15,5131	0,0000	-15,4525	0,0001	-15,3656	0,0001	0,1107
LN_PR_Café	-11,6662	0,0000	-11,5932	0,0001	-11,5122	0,0001	0,0906

Teste de Hipótese	ADF (τ)		ADF ($\tau\mu$)		ADF ($\tau\tau$)		KPSS ($\eta\mu$)
	H0: $\gamma = 1$		H0: $\gamma = 1$		H0: $\gamma = 1$		H0: $\gamma < 1$
Variável	Teste t	p-valor	Teste t	p-valor	Teste t	p-valor	Teste t
LN_PR_CR	-8,8857	0,0000	-8,9195	0,0000	-9,1234	0,0000	0,2956
LN_PR_Etanol	-8,9788	0,0000	-9,0163	0,0000	-9,5960	0,0000	0,4138
LN_PR_Milho	-8,2509	0,0000	-8,1973	0,0000	-8,1406	0,0000	0,1141
LN_PR_Soja	-5,0843	0,0000	-5,0481	0,0001	-5,0125	0,0006	0,2909
LN_PR_Terra	-2,9749	0,0034	-3,8579	0,0036	-4,6286	0,0019	0,1238
LN_RJ_CR	-8,9613	0,0000	-9,0041	0,0000	-9,2040	0,0000	0,3260
LN_RJ_Terra	-2,4845	0,0134	-5,8859	0,0000	-5,8441	0,0000	0,0817
LN_RN_CR	-8,9569	0,0000	-8,9853	0,0000	-9,0965	0,0000	0,2741
LN_RN_Terra	-3,2176	0,0016	-4,9608	0,0001	-5,0585	0,0004	0,2922
LN_RO_CR	-8,9426	0,0000	-8,9729	0,0000	-9,1788	0,0000	0,3332
LN_RO_Terra	-2,8569	0,0048	-3,1746	0,0255	-3,0354	0,1298	0,1869
LN_RR_CR	-9,0061	0,0000	-9,0155	0,0000	-9,1015	0,0000	0,1726
LN_RR_Terra	-4,6603	0,0000	-5,9346	0,0000	-6,1430	0,0000	0,2426
LN_RS_Boi	-9,8447	0,0000	-9,7801	0,0000	-9,8268	0,0000	0,1363
LN_RS_Celulose	-7,5893	0,0000	-7,5305	0,0000	-7,5126	0,0000	0,2472
LN_RS_CR	-8,8861	0,0000	-8,9208	0,0000	-9,1242	0,0000	0,3084
LN_RS_Milho	-4,1513	0,0001	-4,1201	0,0016	-4,0588	0,0108	0,1121
LN_RS_Soja	-9,5076	0,0000	-9,4465	0,0000	-9,3802	0,0000	0,2755
LN_RS_Terra	-2,2767	0,0229	-3,0705	0,0330	-2,9309	0,1589	0,1373
LN_SC_CR	-8,9088	0,0000	-8,9428	0,0000	-9,1788	0,0000	0,3078
LN_SC_Milho	-12,7581	0,0000	-12,6760	0,0001	-12,6019	0,0001	0,1414
LN_SC_Terra	-3,0310	0,0029	-3,3116	0,0177	-3,3646	0,0640	0,1500
LN_SE_CR	-8,9469	0,0000	-8,9680	0,0000	-9,1656	0,0000	0,1999
LN_SE_Terra	-4,1692	0,0001	-5,8973	0,0000	-5,8831	0,0000	0,1000
LN_SP_Açúcar	-4,2475	0,0000	-4,3076	0,0009	-4,3076	0,0009	0,3462
LN_SP_Algodão	-14,2004	0,0000	-14,1091	0,0001	-14,0177	0,0001	0,1919
LN_SP_Boi	-8,8970	0,0000	-8,8665	0,0000	-8,8082	0,0000	0,0802
LN_SP_Café	-11,3959	0,0000	-11,3253	0,0001	-11,2519	0,0001	0,0677
LN_SP_Celulose	-5,4095	0,0000	-5,8059	0,0000	-6,5824	0,0000	0,0825
LN_SP_CR	-8,8888	0,0000	-8,9190	0,0000	-9,1093	0,0000	0,3030
LN_SP_Etanol	-8,0344	0,0000	-7,9844	0,0000	-7,9894	0,0000	0,2221
LN_SP_Milho	-9,4911	0,0000	-9,4761	0,0000	-9,4351	0,0000	0,1580
LN_SP_Soja	-10,0490	0,0000	-9,9757	0,0000	-9,9268	0,0000	0,2800
LN_SP_Terra	-4,0409	0,0020	-4,0409	0,0020	-4,2691	0,0057	0,1924
LN_TO_Boi	-11,1553	0,0001	-11,1553	0,0001	-11,1108	0,0000	0,0798
LN_TO_CR	-8,9022	0,0000	-8,9193	0,0000	-9,1238	0,0000	0,2572
LN_TO_Soja	-14,2954	0,0000	-14,2240	0,0001	-14,2197	0,0001	0,2419
LN_TO_Terra	-6,3057	0,0000	-6,3057	0,0000	-6,2923	0,0000	0,1079