

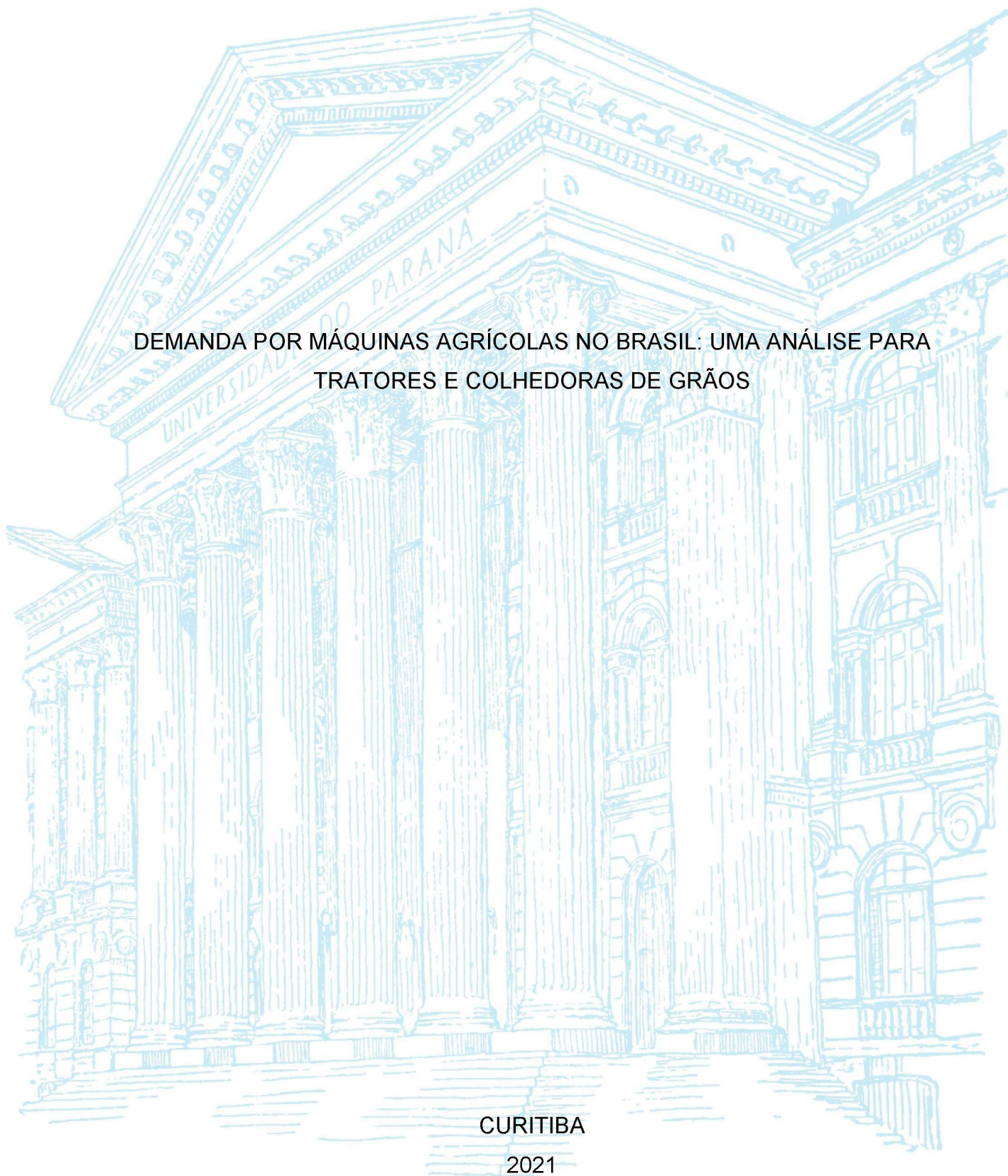
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

JAFahr TRAYA GONDEK

DEMANDA POR MÁQUINAS AGRÍCOLAS NO BRASIL: UMA ANÁLISE PARA
TRATORES E COLHEDORAS DE GRÃOS

CURITIBA

2021



JAFahr TRAYA GONDEK

DEMANDA POR MÁQUINAS AGRÍCOLAS NO BRASIL: UMA ANÁLISE PARA
TRATORES E COLHEDORAS DE GRÃOS

Monografia apresentada ao curso de Graduação em Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto

CURITIBA

2021

TERMO DE APROVAÇÃO

JAFahr TRAYA GONDEK

DEMANDA POR MÁQUINAS AGRÍCOLAS NO BRASIL: UMA ANÁLISE PARA TRATORES E COLHEDORAS DE GRÃOS

Monografia apresentada ao curso de Graduação em Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto

Orientador(a) – Departamento de Economia, Universidade Federal do Paraná

Prof. Dr. Marcos Minoru Hasegawa

Departamento de Economia, Universidade Federal do Paraná

Prof. Dr. Victor Rodrigues de Oliveira

Departamento de Economia, Universidade Federal do Paraná

Cidade, 16 de dezembro de 2021.

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus pais, Rosane e Adão (*in memoriam*), pelo apoio desde a infância à conclusão do período da graduação.

Aos excelentes professores da UFPR, por todo o conhecimento transmitido

Em especial ao orientador desta monografia, Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto, por todo o apoio durante a realização deste trabalho.

Aos meus amigos e colegas pelo companheirismo e conhecimento compartilhado.

Por fim aos meus amigos e colegas da CNH Industrial por toda a experiência compartilhada sobre as características do Mercado e da Indústria de Máquinas Agrícolas.

RESUMO

Este trabalho tem por objetivo estudar a demanda por tratores de rodas e colhedoras de grãos no Brasil entre 1995 e 2020. A relevância desse estudo se justifica na importância da indústria de máquinas agrícolas para a evolução da produtividade na agricultura, no peso da própria indústria de máquinas agrícolas na economia e no papel da compreensão e previsibilidade da demanda para a indústria. Foram estimadas equações para a demanda por tratores e colhedoras, utilizando o estimador de mínimos quadrados ordinários (MQO) e tomando como variáveis independentes a cotação da tonelada de soja no mercado internacional (preço da soja) e a Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP), referencial para financiamentos via BNDES. Os resultados apontam para a significância estatística tanto da variável preço da soja quanto da TJLP para a demanda por tratores e colhedoras, sendo a demanda relacionada positivamente ao preço da soja e negativamente à TJLP. Foi demonstrada também a existência de uma quebra estrutural a partir do ano 2006 por meio do Teste de Chow para mudança estrutural.

Palavras-chave: máquinas agrícolas, estimador de demanda, tratores, colhedoras, MQO, quebra estrutural.

ABSTRACT

This study aims to find out the determinants of Brazilian agricultural tractors and combines demand between 1995 and 2020. The relevance of this study is related to the deep relations between the agricultural machinery industry and the productivity increase on agriculture, the importance of the agricultural machinery industry to Brazilian economy and the key role of comprehension and forecasting of demand for the industry. Agricultural tractors and combines demand equations have been estimated through Ordinary Least Squares method (OLS), taking the price of soybean on international market (soybean price) and the Long Term Interest Rate (TJLP), reference tax for BNDES loans, as independent variables for the regression. The results shows strong statistical significance of both soybean price and TJLP as determinants of agricultural tractors and combines demand, as soybean price relates proportionally to the demand and TJLP relates inversely. The study demonstrates also, using Chow Test, a structural break in 2006.

Keywords: agricultural machinery, agricultural tractors, combines, estimated demand, OLS.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – EVOLUÇÃO MODELOS TRATORES AGRÍCOLAS.....	18
FIGURA 2 – CONSOLIDAÇÃO DA INDÚSTRIA DE MÁQUINAS AGRÍCOLAS – CASO CNH	20
FIGURA 3 - ESQUEMA DE DISTRIBUIÇÃO DA INDÚSTRIA DE MÁQUINAS AGRICOLAS	24

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 – PRODUÇÃO ANUAL DE TRATORES vs ÁREA PLANTADA vs PREÇO SOJA.....	23
GRÁFICO 2 – Evolução da demanda por trator e da taxa de juros de longo prazo (TJLP) no período de 1995-2020 – Variáveis Normalizadas.....	29
GRÁFICO 3 - Evolução da demanda por trator e do preço da soja no período de 1995-2020 – Variáveis Normalizadas	30
GRÁFICO 4 - Evolução da demanda por colhedeira e da taxa de juros de longo prazo (TJLP) no período de 1995-2020 – Variáveis Normalizadas....	31
GRÁFICO 5 - Evolução da demanda por colhedeira e do preço da soja no período de 1995-2020 – Variáveis Normalizadas	31

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 – PROJETOS APROVADOS NO PLANO NACIONAL DA INDÚSTRIA DE TRATORES AGRÍCOLAS – 1959.....	21
---------------------------------------------------------------------------------------------------	----

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Tração de Trabalho Agrícola por fonte (unidades em milhares) – Estados Unidos	16
TABELA 2 – Estatísticas descritivas – período de 1995 - 2020	28
TABELA 3 - Correlações entre as variáveis – período 1995 - 2020	29
TABELA 4 - Resultados para demanda por tratores e colhedei ras – período de 1995- 2020 – testes de especificação	33
TABELA 5 - Resultados para demanda por tratores e colhedei ras – período de 1995- 2020	35
TABELA 6 - Estatísticas descritivas – período de 1995 – 2005	36
TABELA 7 - Estatísticas descritivas – período de 2006 – 2020	37
TABELA 8 - Correlações entre as variáveis – período 1995 – 2005	37
TABELA 9 - Correlações entre as variáveis – período 2006 – 2020	37
TABELA 10 - Resultados para quebra estrutural 1995-2005 e 2006-2020	39

LISTA DE ABREVIATURAS OU SIGLAS

ANFAVEA	- Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores
IPEA	- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
Embrapa	- Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária
Emater	- Empresa Brasileira de Assistência e Extensão Rural
BNDES	- Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico
TJLP	- Taxa de Juros de Longo Prazo
IMF	- International Monetary Fund
MODERFROTA	- Programa de Modernização da Frota de Tratores Agrícolas e Implementos Associados e Colheitadeiras
FINAME Industriais	- Fundo de Financiamento para Aquisição de Máquinas e Equipamentos Industriais
CEPEA	- Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	13
2 MECANIZAÇÃO DA AGRICULTURA E INDÚSTRIA DE MAQUINÁRIO AGRÍCOLA	15
2.1 FORMAÇÃO DA INDÚSTRIA DE MÁQUINAS AGRÍCOLAS.....	15
2.2 EVOLUÇÃO TECNOLÓGICA E PRODUÇÃO EM MASSA.....	17
2.3 CONCENTRAÇÃO DE MERCADO, GLOBALIZAÇÃO E PLAYERS GLOBAIS NO SÉCULO XXI.....	19
2.4 MERCADO BRASILEIRO DE MÁQUINAS AGRÍCOLAS.....	20
2.5 ESTRUTURA DE MERCADO	24
3 METODOLOGIA	26
3.1 FONTE DE DADOS	26
3.2 MODELO ECONOMETRICO	27
4 RESULTADOS	28
4.1 DEMANDA POR TRATOR E COLHEDEIRA - PARTE I	32
4.2 DEMANDA POR TRATOR E COLHEDEIRA - PARTE II	36
5 CONCLUSÃO	41
REFERÊNCIAS	43

1 INTRODUÇÃO

A Agricultura no Brasil se destaca como um dos setores mais importantes das contas nacionais. Em 45 anos a produção de grãos no Brasil cresceu mais de seis vezes: de 40,6 milhões de toneladas em 1975 (IPEA, 2018) para 257,7 milhões de toneladas em 2020 (BRASIL, 2020). Segundo o IPEA (2018) a produtividade tem sido a principal alavanca de crescimento da agricultura. Do crescimento do produto agrícola ocorrido entre 1975 e 2006, a produtividade foi responsável por 80,6% e, desde os anos 1980, o fator capital (fertilizantes e defensivos + máquinas agrícolas automotrizes) passou a ser a maior fonte de crescimento da agricultura.

Intimamente ligado a esse salto de produtividade está o desenvolvimento da Indústria de Máquinas Agrícolas Brasileira, que produz cerca de 97% das máquinas automotrizes vendidas no país. De acordo com a metodologia adotada pelo CEPEA (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – Esalq/USP), a produção de máquinas agrícolas é um dos mais importantes componentes do PIB do Agronegócio Brasileiro, que analisa a geração de renda de toda a cadeia do agronegócio no Brasil.

Segundo o Anuário Da Indústria Automobilística Brasileira (ANFAVEA 2021), a Indústria Brasileiras de Máquinas Agrícolas foi responsável, em 2020, por US\$ 7,2 bilhões em receita, pela produção de mais de 47 mil unidades de tratores e colhedoras de grãos e cana de açúcar e por mais de 19 mil empregos diretos em território nacional.

Uma das características dessa indústria é a complexidade de seus produtos, de suas estruturas produtivas, os altos níveis de investimento para que um concorrente seja relevante no mercado e, assim como outras indústrias, a importância do planejamento e previsibilidade na produção e distribuição (SILVA, 2015). Nesse contexto, dados o tamanho da Indústria Brasileira de Máquinas Agrícolas em números, sua relevância para o desenvolvimento da agricultura, sua complexidade e nível de investimento envolvido se faz relevante a discussão sobre a demanda por máquinas agrícolas, suas variáveis potencialmente explicativas e sua previsibilidade.

Neste trabalho vamos avaliar a demanda por máquinas agrícolas, mais especificamente tratores e colhedoras de grãos, com relação a duas variáveis potencialmente significantes: o Preço da Soja, principal commodity agrícola brasileira, e a Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP) que é a referência para financiamentos via BNDES. Consideramos que o Preço da Soja é potencialmente uma boa *proxy* para a

expectativa renda do agricultor, influenciando na sua decisão de compra, e que a TJLP é uma *proxy* para o preço, uma vez que a compra final se dá via financiamento. Para estimar a demanda por máquinas agrícolas para o período de 1995 a 2020, vamos fazer uso do estimador de mínimos quadrados ordinários (MQO).

Além dessa breve Introdução, o trabalho apresenta mais quatro capítulos. O segundo capítulo apresenta uma síntese do histórico da Indústria/Mercado de Máquinas Agrícolas, descrevendo brevemente a formação da Indústria de Máquinas Agrícolas e sua evolução até o século XXI, os principais concorrentes, a estrutura de mercado e a Indústria/Mercado brasileiro. O terceiro descreve a metodologia utilizada. O quarto apresenta e discute os resultados obtidos. Finalmente, o último capítulo apresenta as considerações finais.

2 MECANIZAÇÃO DA AGRICULTURA E INDÚSTRIA DE MAQUINÁRIO AGRÍCOLA

Esse capítulo tem objetivo de apresentar brevemente a história e evolução da Indústria de Máquinas Agrícolas, com foco em Tratores e Colhedeadas (ou Colheitadeiras). Além disso é descrita sinteticamente a Estrutura de Mercado e a Indústria Brasileira de Máquinas Agrícolas.

2.1 FORMAÇÃO DA INDÚSTRIA DE MÁQUINAS AGRÍCOLAS

A história da Indústria de Máquinas Agrícolas remonta à Revolução Industrial. A migração de mão de obra para atividades não-agrícolas e o *boom* demográfico (que aumentou a demanda por alimentos e outros gêneros agrícolas) gerou a necessidade de aumentar a produção com inovações que aumentassem a produtividade (VIAN; BARICELO, 2019). Ao longo dos séculos XVIII e XIX diferentes países tomaram diferentes trajetórias tecnológicas para resolver este problema. Por exemplo, o Japão com ênfase em tecnologias biológicas/agronômicas (sementes, métodos de plantio e irrigação) e os Estados Unidos com ênfase em implementos mecânicos e máquinas tais como tratores, colheitadeiras e implementos (BINSWANGER, 1986).

No caso do desenvolvimento em direção à mecanização da agricultura, os primeiros implementos para colheita de grãos foram inventados no final do século XVIII na Grã-Bretanha e nos Estados Unidos. Entre 1830 e 1870 ceifadeiras e segadeiras (implementos para colheita de grãos) para feno e trigo foram grandes inovações e abriram espaço para o desenvolvimento de mais equipamentos mecânicos destinados ao plantio e colheita. Neste período também os Estados Unidos se tornaram um dos grandes produtores mundiais de grãos e os líderes no desenvolvimento e fabricação de equipamentos agrícolas (VIAN, 2013).

Segundo Hans Binswanger (1986) a velocidade e padrão de mecanização da agricultura em cada economia são ditados pela abundância de terra, alocação de mão de obra, pela demanda não-agrícola por mão de obra, pela demanda por produtos agrícolas, pela disponibilidade de capital e pela existência de subsídios (Tabela 1).

TABELA 1 – Tração de Trabalho Agrícola por fonte (unidades em milhares) – Estados Unidos

Ano	Número de fazendas	Bois, Mulas e Cavalos	Tratores
1870	2.660	9.589	n.d.
1880	4.009	13.164	n.d.
1890	4.565	18.635	n.d.
1900	5.737	19.219	n.d.
1910	6.406	21.857	10
1920	6.518	22.243	246
1930	6.546	17.612	920
1940	6.350	13.029	1.567
1945	5.967	11.116	2.354
1950	5.648	7.415	3.394
1955	4.654	4.101	4.345
1960	3.963	2.883	4.685
1965	3.356	n.d. ¹	4.787
1970	2.949	n.d.	4.619
1975	2.767	n.d.	4.469
1979	2.672	n.d.	4.350

n.d. - dados não disponíveis

¹ - levantamento de tração animal deixou de ser realizado

FONTE: BINSWANGER, 1986

As condições presentes nos Estados Unidos na segunda metade do século XIX ilustram muitos dos fatores determinantes descritos por Binswanger: grandes extensões de terra disponíveis, incentivos à agricultura e ao desenvolvimento de máquinas pelos próprios presidentes norte-americanos, crescente disponibilidade de capital, características de solo que requeriam maquinários adequados para aplicação de técnicas de cultivo mais eficientes (VIAN, 2013), guerra civil que tornou a mão de obra mais escassa no campo na década de 1860.

Entre os primeiros personagens do desenvolvimento da indústria de Máquinas Agrícolas nos Estados Unidos está o ferreiro John Deere que desenvolveu arados de ferro forjado liso que se adaptaram bem ao solo de pradaria norte-americano.

Segundo Pudup (1987 citado por VIAN; BARICELO, 2019, p.34):

A indústria de máquinas agrícolas dos Estados Unidos, no século XIX, passou por quatro estágios de desenvolvimento: a chamada era dos ferreiros, que ocorreu entre 1800 - 1830, a fase da manufatura que foi de 1830 a 1860, a fase da formação de firmas e fábricas, que datava do ano de 1860 até 1880, e a fase da diversificação produtiva que se iniciou em 1890.

Na primeira fase (1800 – 1830) não havia produção nem empresas organizadas. Os chamados ferreiros que produziam e davam manutenção a ferramentas simples e, normalmente, não tinham local fixo para produção. A segunda fase (1830 – 1860) se caracterizou pela fixação da produção próxima às principais regiões agrícolas e especialização.

O terceiro estágio (1860 – 1880) é aquele em que se inicia a consolidação da indústria de máquinas agrícolas dos Estados Unidos. Nessa fase se formam muitas das principais firmas do setor. São atraídos investidores e parceiros, se aumenta o capital investido e o tamanho das empresas. Inclusive, neste período se formam firmas que existem até hoje como a John Deere & Co e a J.I. Case & Co (atual CNH Industrial). É também nesse período que ocorre a chamada “Harvesters War”, descrita por Kramer (1964), por um lado como uma estratégia agressiva de preços de colheitadeiras para conquista de participação de mercado por parte dos fabricantes, por outro como produto da eficiência crescente do processo produtivo.

Ainda de acordo com Padup (1987 apud VIAN; BARICELO, 2019), o último estágio do período (1890 – 1915) é caracterizado pela reestruturação da indústria realizada pelas sobreviventes da guerra de preços. Essa reestruturação ocorreu em duas etapas. Na primeira ocorreu o enxugamento do portfólio das firmas, numa estratégia de *short-line* que se mostraria problemática devido à natureza sazonal do mercado, levando a picos de demanda e longos períodos de ociosidade. Na segunda etapa ocorreu o movimento inverso, em direção à diversificação de portfólio (*long-line*), racionalizando o calendário de produção. Naturalmente, o produto desse último estágio de reestruturação foi uma concentração de mercado. Gerando uma estrutura oligopolista que persiste ainda hoje. Já no início do século XX o setor era caracterizado por grande necessidade de investimento em capital fixo, grandes barreiras à entrada e sucessivas fusões e aquisições, levando a concentração ainda maior.

2.2 EVOLUÇÃO TECNOLÓGICA E PRODUÇÃO EM MASSA

Sucessivas inovações tecnológicas e o início da produção em massa moldaram a Indústria de Máquinas Agrícolas contemporânea já no início do século XX:

A indústria de máquinas e implementos agrícolas ganha novo impulso a partir de 1917, data que marcou a primeira produção em série dos tratores da marca Ford, denominado modelo Fordson. Até tal data, produção de tratores se dava via montagem individual descontínua de cada um deles. A montagem em série gerou reduções de custos aos fabricantes e permitiu a difusão dos tratores para a agricultura. Entretanto tal trator era muito inseguro. (...) Além do mais, era uma máquina que se destinava a poucas funções, tais como gradear e arar. Contudo, tal modelo dominou cerca de 70% das vendas de tratores durante o período compreendido entre 1918 e 1928, tanto nos Estados Unidos quanto no Canadá (VIAN; BARICELO, 2019, p.35-36)

O Fordson foi um marco na concepção e produção de tratores agrícolas, estabelecendo um padrão sobre o qual a indústria realizou inovações incrementais e radicais (FONSECA, 1990).

Em 1925 a International Harvester lançou o modelo Farmall de tratores, com capacidade de acoplamento de implementos. Em 1938 foram adotados pneus ao invés de rodas de ferro. Em 1947 foi introduzido o modelo Ferguson com sistema de acoplamento de 3 pontos (permitindo utilização de implementos pesados).

O trator Ferguson foi, segundo Fonseca (1990), o último paradigma de design de trator a ser estabelecido. Isso não significa que não houve, desde então, inovações em relação aos tratores agrícolas. Mas sim que o design básico dos tratores produzidos atualmente conta com os mesmos elementos básicos.

FIGURA 1 – EVOLUÇÃO MODELOS TRATORES AGRÍCOLAS



FONTE: Imagens da Internet – Elaboração do autor

Para Vian (2013), a organização da indústria de máquinas agrícolas como um oligopólio diferenciado é caracterizada por inúmeras inovações incrementais:

Mesmo que as inovações não sejam radicais, apresentam dinamismo próprio, baseado na experiência e no *learning by using* e geralmente acompanham os avanços da indústria de autopeças e do complexo metalmeccânico como um todo. Estes desenvolvimentos se davam após certo tempo de uso dos equipamentos pelos produtores e a o envio das informações para as fábricas. As empresas direcionaram seu foco para a competição na vida útil e no desempenho dos equipamentos. Outro diferencial das vendas é o foco na distribuição dos produtos, um dos principais fatores que levam as montadoras à liderança neste mercado (VIAN, 2013, p. 729).

2.3 CONCENTRAÇÃO DE MERCADO, GLOBALIZAÇÃO E PLAYERS GLOBAIS NO SÉCULO XXI

O período que se inicia na década de 1970 e se estende até o fim da década de 2010 é caracterizado pela globalização da produção e distribuição de máquinas agrícolas e por uma série de fusões e aquisições que resultaram em crescente concentração de mercado.

Segundo Vian e Baricelo (2019) na década de 1970 as líderes do mercado mundial eram Massey Ferguson, Case, International Harvester, Ford, John Deere e Fiat. Juntas possuíam fábricas em sete países e representavam mais de 70% das vendas nos principais mercados de máquinas agrícolas da época (Estados Unidos, França, Itália, Inglaterra) (Fonseca 1990). Com isso, suas estratégias tanto de mercado como de organização da produção passaram a ser pensadas em nível local, regional e global.

A década de 1980 pode ser caracterizada como um período de intensa movimentação de aquisições e fusões com objetivo de conquistar *market share* e complementar portfólio (VIAN 2013). Nesse período, a Ford adquiriu a New Holland Sperry (Ford New Holland) e a Case adquiriu a International Harvester (Case IH). Com isso a Case passou de 8% para 26% do mercado norte-americano e a Ford expandiu seu portfólio (a New Holland era líder em vendas de colheitadeiras). A Massey Ferguson adotou uma estratégia de expansão de fábricas pelo mundo (inclusive Brasil). Fiat e John Deere mantiveram foco em seus mercados nacionais.

No final da década de 1980 surge o grupo AGCO (Allis-Gleaner Corporation), formado por ex-executivos da Deutz-Allis. Com estratégia de aquisições, a AGCO já adquiriu as fabricantes Hesston (feno e forragem), White (tratores de grande porte), Massey Ferguson, Valtra, Fendt, Challenger e outras. Com isso a AGCO é um dos principais players do mercado global.

A Case IH, após a aquisição da International Harvester em 1996 adquire a europeia Steyr. A Ford New Holland se torna New Holland NV, sendo adquirida pela Fiat. E em 1999 é criada a CNH (Case New Holland), fusão entre as duas empresas sob controle da Fiat. Sendo a CNH outro grande player do mercado global. Mais recentemente, em 2013, a empresa se tornou CNH Industrial tendo sob seu controle a fabricante de veículos comerciais e de defesa IVECO e a fabricante de motores FPT (CNH INDUSTRIAL, 2021).

FIGURA 2 – CONSOLIDAÇÃO DA INDÚSTRIA DE MÁQUINAS AGRÍCOLAS – CASO CNH



Processo de fusões e aquisições que levaram à criação da CNH em 1999

FONTE: Elaboração do autor.

O terceiro player global é a tradicional John Deere. Ao contrário de AGCO e CNH a estratégia da John Deere foi crescimento via joint-ventures, desenvolvimento/aquisição de capacidade técnica e diferenciação de produto. Em linhas gerais o mercado global está concentrado em três grandes concorrentes: AGCO, CNH e John Deere.

2.4 MERCADO BRASILEIRO DE MÁQUINAS AGRÍCOLAS

Até o final da década de 1950, as máquinas agrícolas empregadas no Brasil eram, com exceção de uma pequena produção de ferramentas manuais, importadas. Isso muda no governo de Juscelino Kubitschek por iniciativa de um Plano patrocinado pelo Estado (AMATO NETO, 1985).

O Plano Nacional da Indústria de Tratores Agrícolas, instituído por decreto de 1959, tinha como objetivo a produção nacional de tratores que, até então, eram importados principalmente dos Estados Unidos. A edição do Plano tinha justificativas fundamentalmente de ordem econômica: escassez de divisas, que impunham restrições às importações; crescimento no preço do trator importado; reaproveitamento da estrutura já criada para a indústria automobilística em anos anteriores; grande potencial do mercado brasileiro; problemas referentes à disponibilidade de peças e mão de obra especializada na manutenção dos tratores anteriormente importados (AMATO NETO, 1985).

Segundo Nojimoto e Simon (1987):

O plano previa a produção de três tipos de tratores: leves (de 25 a 35 c.v.), médios de (35 a 45 c.v.) e pesados (de mais de 45 c.v. de potência na barra de tração); exigia a nacionalização progressiva dos tratores e obrigava que os mesmos fossem submetidos a ensaios na Fazenda Ipanema, Sorocaba-SP, pertencente ao Ministério da Agricultura-MA.

Por outro lado, o plano concedia uma série de vantagens aos fabricantes que tivessem seus projetos aprovados, tais como: importação sem cobertura cambial, isenção de tarifa alfandegária, reserva de cotas em divisas, tratamento cambial favorecido, proibição de importação de tratores, etc (NOJIMOTO, SIMON, 1987, p.395)

De acordo com as regras do Plano Nacional da Indústria de Tratores Agrícolas, somente 6 projetos foram aprovados e efetivamente produzidos nos anos seguintes como pode ser observado no quadro a seguir:

QUADRO 1 – PROJETOS APROVADOS NO PLANO NACIONAL DA INDÚSTRIA DE TRATORES AGRÍCOLAS – 1959

Fabricante	Marca	Origem do capital
<i>Tratores Leves</i>		
Massey-Fergusson do Brasil	Massey-Fergusson	Canadá
Fendt do Brasil	Fendt	Inglaterra
<i>Tratores Médios</i>		
Valmet do Brasil	Valmet	Finlândia
Ford do Brasil	Ford	EUA
<i>Tratores Pesados</i>		
Demisa	Deutz	Alemanha
Cia. Brasileira de Tratores	Oliver	Brasil/EUA

FONTE: AMATO NETO, 1985

Cabe notar que, desde as primeiras unidades produzidas no Brasil, a indústria de máquinas agrícolas foi dominada por empresas estrangeiras e, além disso, várias delas hoje fazem parte dos grupos que dominam o mercado: Massey-Ferguson, Fendt e Valmet integram a AGCO e a Ford (Tratores) integra a CNH Industrial.

O início da indústria de máquinas agrícolas brasileira foi marcado por baixos índices de vendas. Segundo Amato Neto (1985), as grandes causas foram a dificuldade do agricultor em adquirir um trator à vista e as sucessivas quebras de safra. A partir de 1968, se ampliou a política de crédito para aquisição de insumos e investimento em maquinário. Com isso se acelerou rapidamente a demanda interna por tratores agrícolas. Ao longo dos anos 1970, no contexto de difusão do progresso técnico na agricultura brasileira, houve um grande avanço nos índices de mecanização e na difusão de novas técnicas e práticas. É neste mesmo contexto que a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) é criada em 1972.

Segundo Amato Neto (1985):

Caberia ao Estado, através de seus agentes credenciados para diferentes fins, tomar viável todo este conjunto de medidas: de um lado, o Banco do Brasil e, em um segundo plano, os vários Bancos dos estados intensificaram suas operações voltadas para o crédito e financiamento agrícolas, (...), de outro, caberia à Empresa Brasileira de Pesquisas Agropecuárias (Embrapa) e, principalmente, à Empresa Brasileira de Assistência e Extensão Rural (Emater), as funções de difundir (...), em última análise, o "efeito demonstração" das vantagens advindas do uso de tratores e demais insumos modernos (AMATO NETO, 1985, p.64).

Ao longo da década de 1980, a crise instalada no país implicou em mudanças no sistema de crédito ao produtor rural, o que impactou negativamente na produção e vendas de máquinas agrícolas (Lima, 2017) e, conseqüentemente, no enfraquecimento de várias empresas do setor, especialmente as nacionais.

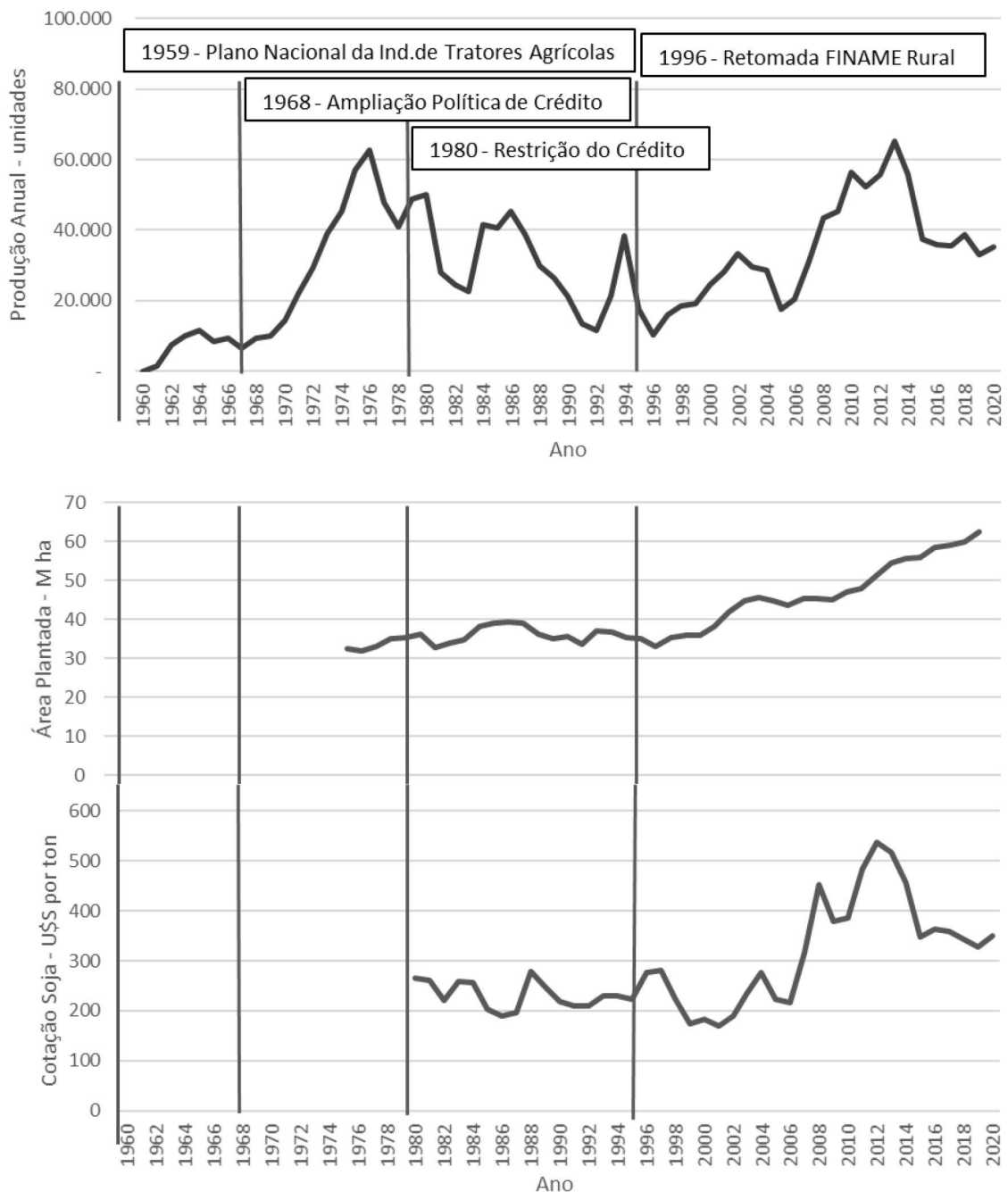
Com a abertura econômica na década de 1990, a situação da indústria nacional se tornou ainda mais complicada, frente à capacidade inovativa e de investimento dos *players* internacionais presentes no Brasil. Neste período foi extinta a Cia Brasileira de Tratores (CBT) e a participação dos *players* globais no mercado brasileiro passa de 85,1% em 1985 para 92,4% em 1995.

A partir de 1996 o setor volta a crescer de maneira consistente devido ao retorno da disponibilidade de crédito via programa FINAME Rural, executado pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico (BNDES) e, a partir dos anos 2000,

pela criação do Programa de Modernização da Frota de Tratores Agrícolas e Implementos Associados e Colheitadeiras, o Moderfrota (LIMA, 2017).

Outros dois fatores importantes no crescimento do setor são a área plantada e o fator renda do agricultor que, de modo geral, pode ser traduzido em termos de preço de commodities.

GRÁFICO 1 – PRODUÇÃO ANUAL DE TRATORES vs ÁREA PLANTADA vs PREÇO SOJA



Disponibilidade de dados: área plantada a partir de 1974, cotação da soja a partir de 1980

FONTE: Elaboração do autor.

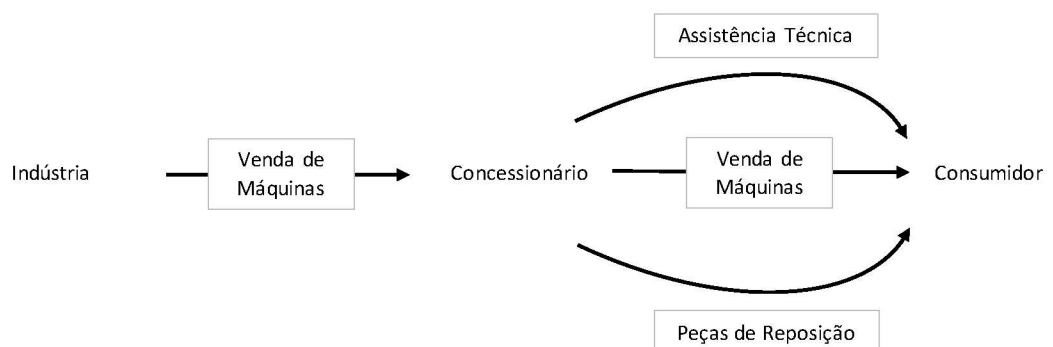
2.5 ESTRUTURA DE MERCADO

Como visto acima, a indústria de máquinas agrícolas é formada por um pequeno número de concorrentes que, ao longo do século XX passou por um forte processo de concentração. Segundo SILVA (2015) a Indústria de Máquinas Agrícolas pode ser classificada como um Oligopólio Concentrado e Diferenciado. Ou seja, uma estrutura com grande concentração em poucos concorrentes e com forte presença de diferenciação de produtos.

Além da concentração de *market share* nas mãos de poucos concorrentes (entre 2001 e 2011 CNH, AGCO e John Deere possuíam 39% do mercado mundial) (VIAN 2013), de acordo com Silva (2015) a Indústria de Máquinas Agrícolas possui uma série de barreiras à entrada:

- Economias de Escala: A produção de tratores em linha em larga escala leva à redução nos custos de produção
- Diferenciação de Produtos: características técnicas, rede de concessionários, assistência técnica, disponibilidade de peças de reposição, reputação e confiança nas marcas
- Custos Irrecuperáveis: publicidade, propaganda das marcas e maquinário específico ao processo fabril.
- Precificação: Estabelecimento de níveis de preços que impeçam a entrada de novos concorrentes
- Conhecimento Tecnológico: Conhecimento adquirido por concorrentes estabelecidos não disponível prontamente aos novos entrantes.

FIGURA 3 - ESQUEMA DE DISTRIBUIÇÃO DA INDÚSTRIA DE MÁQUINAS AGRÍCOLAS



FONTE: Elaboração do autor

De acordo com Silva 2015:

Após conquistar mercados locais, as principais firmas (...) deram início a um processo de internacionalização de suas atividades, instalando novas fábricas, centros de distribuição e, posteriormente, centros de tecnologia em diversos países em busca de novos mercados (...) A expansão para países em desenvolvimento proporcionou insumos a custo relativamente mais baixo, como a mão de obra, e grande demanda potencial (SILVA, 2015, p.13)

Ainda segundo Silva (2015), no Brasil e em outros países emergentes a Indústria de Máquinas Agrícolas não passou por uma fase concorrencial: os players globais já estabelecidos tomaram a maior parte da produção / participação de mercado desde o início da produção local.

Após essa breve descrição dando um panorama da história e evolução da Indústria de Máquinas Agrícolas e da Estrutura de Mercado e a Indústria Brasileira de Máquinas Agrícolas, no próximo capítulo iremos fazer uma descrição das fontes de dados e da metodologia a ser utilizada para a estimação da demanda por máquina agrícolas no Brasil.

3 METODOLOGIA

Nessa seção vamos descrever a fonte de dados utilizados bem como o modelo econométrico que vamos empregar para estimar a demanda por Trator e Colhedeira para o período de 1995 a 2020.

3.1 FONTE DE DADOS

As informações sobre a demanda de tratores e de colhedeira foram obtidas junto às bases de dados de Vendas no Atacado de Tratores de Rodas e Colhedeiras de Grãos disponibilizados pela ANFAVEA (Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores). Cabe destacar que essas informações são reportadas pelos fabricantes referentes às suas próprias vendas no atacado e não vendas para cliente final. Os dados são publicados mensalmente no site institucional de ANFAVEA na internet e anualmente no Anuário da Indústria Automobilística Brasileira. A série histórica de Vendas no Atacado se inicia em 1960 para Tratores de Rodas e em 1976 para Colhedeiras de Grãos. O dado disponível é o número de unidades (ou volume) vendidas por mês e ano.

Para as variáveis explicativas, faremos uso da série histórica da Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP). A TJLP foi instituída em 1994 sendo definida como custo básico dos financiamentos concedidos pelo BNDES e tem vigência de um trimestre-calendário. A série histórica se inicia em 1995, em frequência trimestral e foi consultada no site do BNDES na internet. Dado que não temos a informação dos preços dos equipamentos agrícolas (Trator e colhedeira) vamos usar a TJLP como uma proxy para o preço uma vez a compra ao final se dá por meio de financiamento.

Por fim, vamos fazer uso também da cotação da soja em US\$ por tonelada na bolsa de Chicago para contratos futuros (PSOYB - Chicago Soybean futures contract, US\$ per metric ton). A série histórica se inicia em 1980 e se encontra disponível no portal IMF DATA do Fundo Monetário Internacional (International Monetary Fund – IMF). Para este trabalho utilizamos a versão da base com frequência mensal.

3.2 MODELO ECONOMETRICO

Para estimar a demanda por equipamentos agrícola iremos fazer uso do seguinte modelo econométrico:

$$\ln(Y)_t = \alpha + \beta_1 \ln(\text{psoja})_t + \beta_2 \text{TJLP}_t + \delta_1 \text{D2}_t + \delta_2 \text{D3}_t + \delta_3 \text{D4}_t + \delta_4 \text{D5}_t + \delta_5 \text{D6}_t + \delta_6 \text{D7}_t + \delta_7 \text{D8}_t + \delta_8 \text{D9}_t + \delta_9 \text{D10}_t + \delta_{10} \text{D11}_t + \delta_{11} \text{D12}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde $\ln(Y)_t$ representa o logaritmo da variável Trator ou colhedeira; $\ln(\text{psoja})$ é logaritmo do preço da soja; TJLP é a taxa de juros de longo prazo; D1, D2, ..., D12 são variáveis *dummies* para os meses do ano a partir de fevereiro sendo que a categoria base para fins de comparação é janeiro. O α , β_1 , β_2 , δ_1 a δ_{11} são parâmetros a serem estimados. O ε_t é o termo de erro da regressão.

A equação (1) corresponde ao modelo completo a ser estimado da demanda por Trator e demanda por Colhedeira. No entanto, iremos estimar outras duas especificações que estão aninhadas a essa especificação completa.

$$\ln(Y)_t = \alpha + \beta_1 \ln(\text{psoja})_t + \delta_1 \text{D2}_t + \delta_2 \text{D3}_t + \delta_3 \text{D4}_t + \delta_4 \text{D5}_t + \delta_5 \text{D6}_t + \delta_6 \text{D7}_t + \delta_7 \text{D8}_t + \delta_8 \text{D9}_t + \delta_9 \text{D10}_t + \delta_{10} \text{D11}_t + \delta_{11} \text{D12}_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

e

$$\ln(Y)_t = \alpha + \beta_2 \text{TJLP}_t + \delta_1 \text{D2}_t + \delta_2 \text{D3}_t + \delta_3 \text{D4}_t + \delta_4 \text{D5}_t + \delta_5 \text{D6}_t + \delta_6 \text{D7}_t + \delta_7 \text{D8}_t + \delta_8 \text{D9}_t + \delta_9 \text{D10}_t + \delta_{10} \text{D11}_t + \delta_{11} \text{D12}_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Em que na equação (2), estaremos suprimindo a variável TJLP enquanto na equação (3) estaremos suprimindo a variável preço da soja (psoja). A escolha de melhor especificação será realizada por meio do coeficiente de determinação, o R^2 .

4 RESULTADOS

Esse capítulo tem objetivo de apresentar os resultados para a estimação da função demanda por tratores e colhedeiros considerando as variáveis preço da soja (lpsoja) e a taxa de juros de longo prazo (TJLP). Inicialmente iremos apresentar os resultados para o período todos que vai de 1995 a 2020. Na sequência iremos descrever os resultados para o período de que vai de 1995 a 2005 e para 2006 a 2020, considerando a existência de uma quebra estrutural a partir do ano de 2006.

A Tabela 2 mostra as estatísticas descritivas para o conjunto de dados (trator, colhedeiros, preço da soja e para taxa de juros de longo prazo). Comparando os valores das médias aos do desvio-padrão e a diferença entre máximo e mínimo, podemos observar uma grande variação em todas as variáveis. Para as variáveis Trator e Colhedeira esse resultado é natural dado que nos últimos anos temos observado a expansão da fronteira agrícola com a ampliação da área plantada e colhida no Brasil.

Também podemos observar o número elevado de tratores vendidos frente ao número de colhedeiros, uma média mais de oito vezes maior. O que pode ser justificado pela versatilidade do trator, utilizado em praticamente todas as fases da produção agrícola, em todas as épocas do ano e em diferentes tamanhos de propriedade, frente à especificidade da colhedeira que só é utilizada para a etapa de colheita, pelo alto custo de aquisição e necessidade de escala mínima de produção agrícola que viabilize sua aquisição (MULLER, 2019).

TABELA 2 – Estatísticas descritivas – período de 1995 - 2020

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Trator	312	2839,59	1372,45	340	6315
Colhedeira	312	347,15	218,63	2	1221
Preço da soja	312	318,86	112,36	158,31	622,91
TJLP	312	9,79	4,11	4,55	26,01

Fonte: Cálculos do autor.

A Tabela 3 apresenta as correlações entre as variáveis do conjunto de dados. Podemos observar uma forte correlação positiva entre a variável Trator e a variável preço da soja e uma correlação negativa moderada entre as variáveis Trator e TJLP. Essas correlações apresentam significância estatística ao nível de 1% de

significância. Para a variável Colhedeiras o comportamento é similar ao observado nas correlações das variáveis preço da soja e TJLP com Trator, embora em termos de magnitudes seja menor.

TABELA 3 - Correlações entre as variáveis – período 1995 - 2020

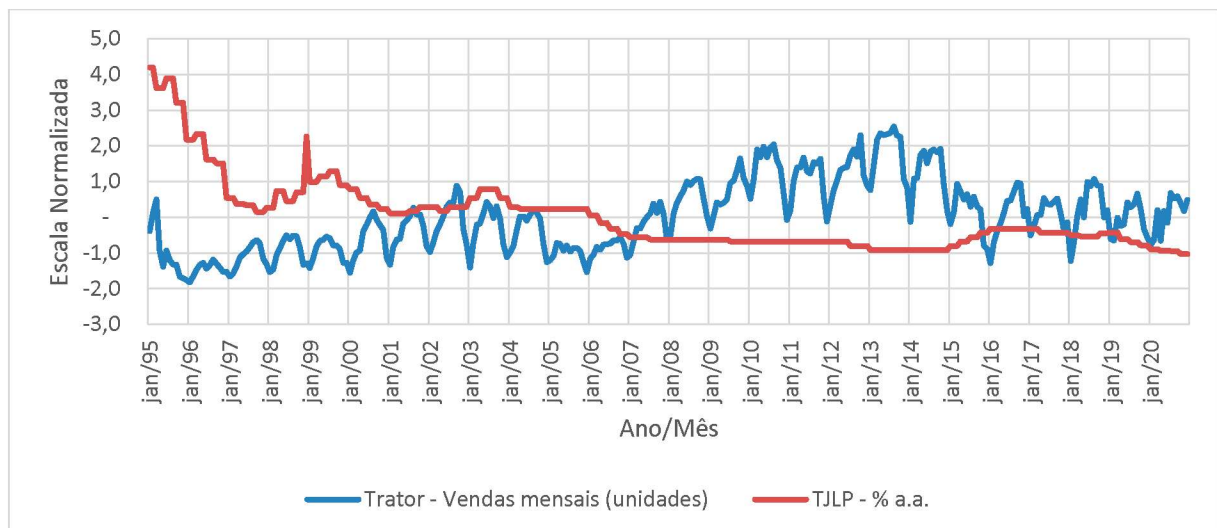
Variáveis	Trator	Preço da soja	TJLP	Colhedeira
Trator	1,0000			
Preço da soja	0,7094*** (0,0000)	1,0000		
TJLP	-0,5940*** (0,0000)	-0,5831*** (0,0000)	1,0000	
Colhedeira	0,4407*** (0,0000)	0,3981*** (0,0000)	-0,4028*** (0,0000)	1,0000

Fonte: Cálculos do autor.

Nota: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

O Gráfico 2 mostra a evolução da demanda por tratores comparada à evolução da TJLP no período de análise. O gráfico evidencia, em primeiro lugar, o caráter sazonal/anual da demanda por tratores. É possível também notar a coincidência entre os períodos com menor taxa de juros e maior demanda por tratores. Por exemplo, a queda da taxa de juros após o ano de 2005 e o grande crescimento na demanda por tratores. A partir de 2015, há um aumento da taxa de juros e uma redução substancial na demanda por tratores. Esse comportamento mostra uma relação negativa entre taxa de juros de longo prazo e a demanda por tratores.

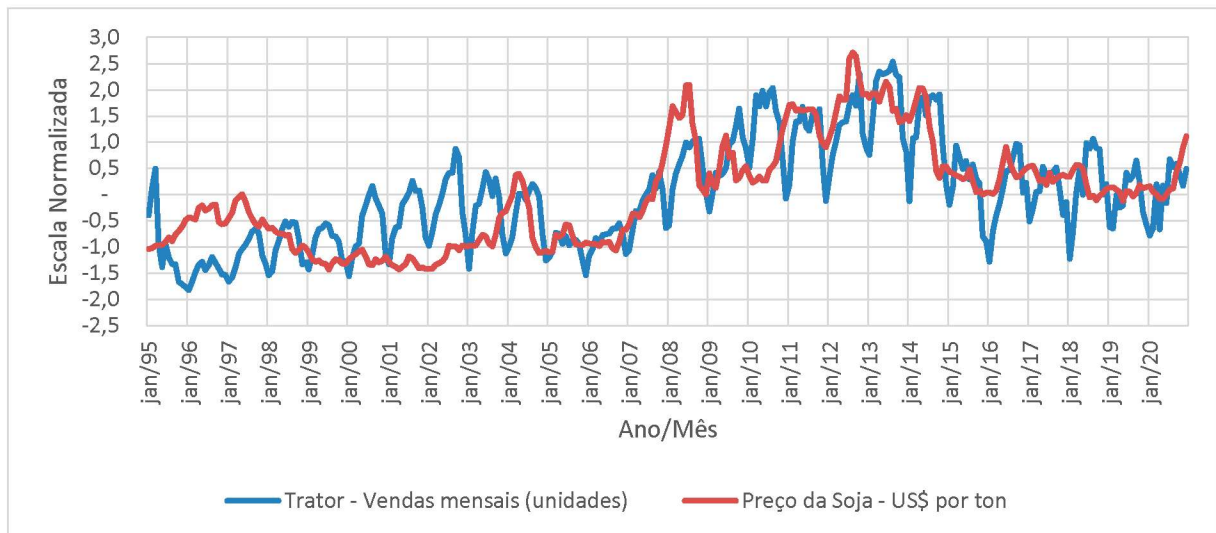
GRÁFICO 2 – Evolução da demanda por trator e da taxa de juros de longo prazo (TJLP) no período de 1995-2020 – Variáveis Normalizadas



Fonte: Cálculo do autor.

O Gráfico 3 apresenta a evolução do preço da soja e a demanda por tratores. É evidente que ambas as variáveis ao longo do tempo apresentam um comportamento similar. Esse comportamento reforça a correlação entre essas duas variáveis observado na Tabela 2. Quando o preço da soja cresce com maior velocidade, saindo de uma média de US\$ 223,15 em 2005 para uma média de US\$ 537,76 em 2012, a venda de tratores cresce 215% (de 17,7 mil unidades em 2005 para 55,8 mil unidades em 2012).

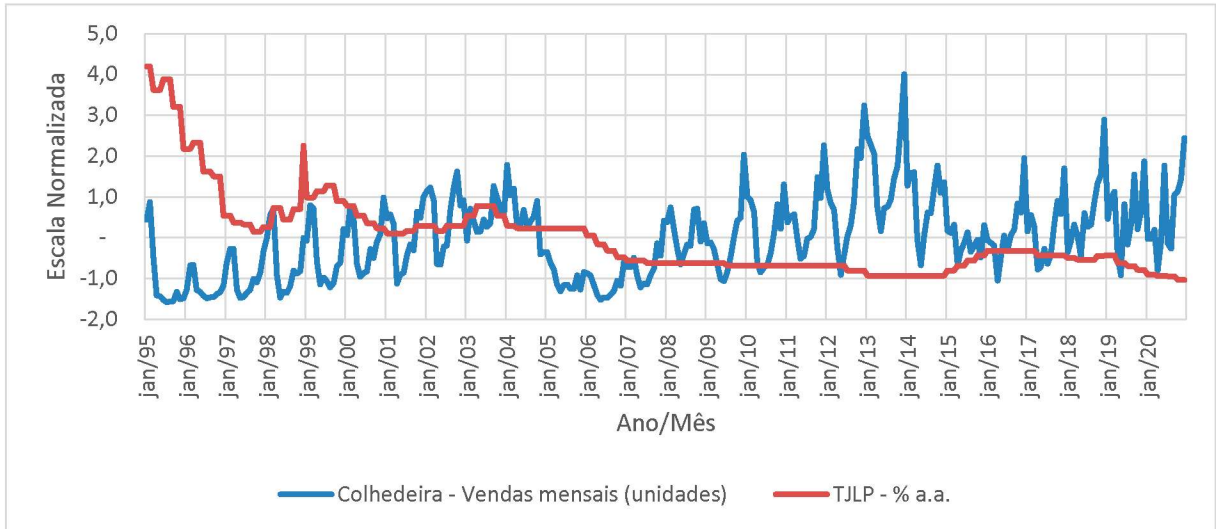
GRÁFICO 3 - Evolução da demanda por trator e do preço da soja no período de 1995-2020 – Variáveis Normalizadas



Fonte: Cálculo do autor

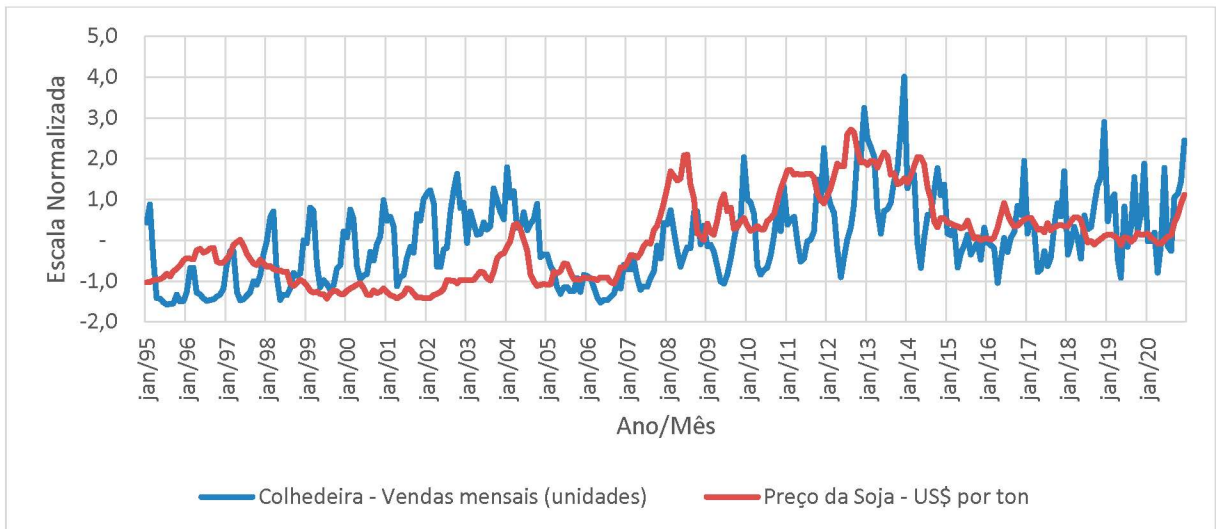
Nos Gráficos 4 e 5 apresentamos a evolução de vendas de Colhedeiras contra a TJLP e Preço da Soja, respectivamente. A primeira característica que chama atenção é o forte comportamento sazonal das vendas de colhedeira, sugerindo ser bem mais pronunciado quando comparado com o caso dos tratores. Especialmente, entre os anos de 2010 e 2014. O comportamento ao longo do tempo entre a variável colhedeiras e o preço da soja e a TJLP é similar ao descrito para variável Trator.

GRÁFICO 4 - Evolução da demanda por colheadeira e da taxa de juros de longo prazo (TJLP) no período de 1995-2020 – Variáveis Normalizadas



Fonte: Cálculo do autor

GRÁFICO 5 - Evolução da demanda por colheadeira e do preço da soja no período de 1995-2020 – Variáveis Normalizadas



Fonte: Cálculo do autor

4.1 DEMANDA POR TRATOR E COLHEDEIRA - PARTE I

Após uma breve descrição das estatísticas descritivas, vamos apresentar os resultados da análise de regressão. Para estimar a demanda por Trator e Colhedeira, optamos pelo uso de uma transformação das variáveis em logaritmos. Assim, é possível analisar os resultados em termos de elasticidades. Considerando o padrão sazonal que foi evidenciado na descrição da evolução das séries de Trator e Colhedeiras, vamos inserir variáveis *dummies* para capturar esse comportamento da sazonalidade. Assim, o modelo a ser estimado é:

$$\ln(Y)_t = \alpha + \beta_1 \ln(\text{psoja})_t + \beta_2 \text{TJLP}_t + \delta_1 \text{D2}_t + \delta_2 \text{D3}_t + \delta_3 \text{D4}_t + \delta_4 \text{D5}_t + \delta_5 \text{D6}_t + \delta_6 \text{D7}_t + \delta_7 \text{D8}_t + \delta_8 \text{D9}_t + \delta_9 \text{D10}_t + \delta_{10} \text{D11}_t + \delta_{11} \text{D12}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde $\ln(Y)_t$ representa o logaritmo da variável Trator ou colhedeira; $\ln(\text{psoja})$ é logaritmo do preço da soja; TJLP é a taxa de juros de longo prazo; D1, D2, ..., D12 são variáveis *dummies* para os meses do ano a partir de fevereiro sendo que a categoria base para fins de comparação é janeiro. O α , β_1 , β_2 , δ_1 a δ_{11} são parâmetros a serem estimados. O ε_t é o termo de erro da regressão. Cabe ressaltar que a utilização da TJLP nominal gera semi elasticidade por não estar em logaritmo. Também iremos estimar as especificações descritas nas equações (2) e (3) na seção de metodologia. A escolha de melhor especificação será realizada por meio do coeficiente de determinação, o R^2 . A Tabela 4 apresenta os resultados para os parâmetros estimados para essas equações.

Antes de proceder com a análise dos coeficientes estimados, vamos verificar os testes de especificação sobre as hipóteses feitas no termo de erro. Podemos verificar que nas três especificações os resíduos são autocorrelacionados segundo o resultado do teste de Durbin-Watson (DW). Um segundo teste para verificar a existência de autocorrelação nos resíduos é o teste proposto por Breusch-Godfrey. Neste teste a hipótese nula é a ausência de autocorrelação. Pelo valor obtido pelo teste, verificamos que ele corrobora com os resultados do DW indicando que há autocorrelação serial dos resíduos.

A hipótese de variância constante do termo de erro é testada utilizando o teste de Breusch-Pagan. A hipótese nula deste teste é para ausência de

heterocedasticidade, isto é, variância constante do termo de erro. Os resultados mostram que essa hipótese é rejeitada e que há heterocedasticidade nos modelos especificados.

TABELA 4 - Resultados para demanda por tratores e colhedoiras – período de 1995-2020 – testes de especificação

Variáveis	Trator			Colhedeira		
	EQ (2)	EQ (3)	EQ (1)	EQ(2)	EQ(3)	EQ(1)
Constante	2.003*** (0.376)	8.100*** (0.0878)	4.930*** (0.432)	0.356 (0.748)	7.022*** (0.163)	5.966*** (0.873)
In preço soja	0.934*** (0.0646)	-	0.516*** (0.0691)	0.974*** (0.129)	-	0.172 (0.140)
TJLP	-	-0.0871*** (0.00522)	-0.0608*** (0.00595)	-	-0.125*** (0.00969)	-0.117*** (0.0120)
Fevereiro	0.281** (0.112)	0.288*** (0.105)	0.284*** (0.0964)	0.119 (0.223)	0.126 (0.195)	0.125 (0.194)
Março	0.515*** (0.112)	0.535*** (0.105)	0.523*** (0.0964)	0.0357 (0.223)	0.0558 (0.195)	0.0520 (0.194)
Abril	0.515*** (0.112)	0.539*** (0.105)	0.524*** (0.0964)	-0.747*** (0.223)	-0.726*** (0.195)	-0.731*** (0.195)
Maiο	0.565*** (0.112)	0.601*** (0.105)	0.578*** (0.0964)	-1.068*** (0.223)	-1.034*** (0.195)	-1.042*** (0.195)
Junho	0.618*** (0.112)	0.651*** (0.105)	0.628*** (0.0964)	-0.778*** (0.223)	-0.751*** (0.195)	-0.758*** (0.195)
Julho	0.643*** (0.112)	0.667*** (0.105)	0.648*** (0.0964)	-0.866*** (0.223)	-0.850*** (0.195)	-0.856*** (0.195)
Agosto	0.719*** (0.112)	0.705*** (0.105)	0.707*** (0.0964)	-0.633*** (0.223)	-0.656*** (0.195)	-0.655*** (0.194)
Setembro	0.723*** (0.112)	0.688*** (0.105)	0.700*** (0.0964)	-0.350 (0.223)	-0.400** (0.195)	-0.396** (0.195)
Outubro	0.673*** (0.112)	0.617*** (0.105)	0.637*** (0.0964)	-0.0399 (0.223)	-0.115 (0.195)	-0.108 (0.195)
Novembro	0.362*** (0.112)	0.327*** (0.105)	0.336*** (0.0964)	-0.208 (0.223)	-0.262 (0.195)	-0.259 (0.195)
Dezembro	0.174 (0.112)	0.144 (0.105)	0.149 (0.0964)	0.181 (0.223)	0.132 (0.195)	0.134 (0.195)
Observações	312	312	312	312	312	312
R-2	0.507	0.566	0.635	0.312	0.475	0.477
R-2 Ajustado	0.487	0.549	0.619	0.284	0.453	0.454
F(12, 299)	25.61*** (0.0000)	32.56*** (0.0000)	39.84*** (0.0000)	11.30*** (0.0000)	22.50*** (0.0000)	20.92*** (0.0000)
SQR	48.57	42.69	35.97	192.8	147.3	146.5
AIC	331.06	290.83	239.36	761.26	677.16	677.58
BIC	379.72	339.49	291.77	809.92	725.82	729.98
l _{psoja} = t _{jl} p	-	-	76.89*** (0.000)	-	-	4.72*** (0.0306)
Breusch-Pagan (heter)	25.49*** (0.0000)	207.74*** (0.0000)	176.85*** (0.0000)	56.14*** (0.0000)	93.53*** (0.0000)	101.16*** (0.0000)
Breusch-Godfrey (autocorrelação)	251.28*** (0.0000)	219.31*** (0.0000)	213.58*** (0.0000)	244.97*** (0.0000)	211.59*** (0.0000)	212.53*** (0.0000)
DW (13, 312)	0.19	0.23	0.26	0.22	0.31	0.31

Fonte: Cálculos do autor.

A escolha da especificação que será utilizada nas análises será realizada com base coeficiente de determinação, o R^2 . Podemos ver que entre os modelos que consideram somente uma das variáveis independentes (Ipsoja e TJLP), o modelo que considera somente a TJLP apresenta um R^2 ajustado maior tanto para a variável dependente Trator quanto para Colhedeira. Ao comparamos o resultado do R^2 para as especificações com as duas variáveis (Ipsoja e TJLP), aqui denotado como modelo completo, em relação as especificações com apenas uma das variáveis, verificamos que o R^2 é superior para o modelo completo. Isso permite concluir que o modelo com duas variáveis é substancialmente superior no caso de Tratores e marginalmente superior no caso de Colhedeiras. Por esse resultado vamos empregar nas análises as estimativas geradas pelo modelo completo.

Após os testes de especificação para verificar existência de autocorrelação serial dos resíduos e heterocedasticidade e para escolher o modelo mais adequado, vamos reestimar as equações considerando erros robustos de Newey-West para podemos fazer as inferências sobre os coeficientes estimados.

A Tabela 5 apresenta os resultados para as equações (1), (2) e (3). Os coeficientes estimados para a variável logaritmo do *preço soja* são positivos e apresentam significância estatística, estabelecendo a existência de uma relação positiva entre volumes de vendas de tratores e preço da soja. Esse resultado sugere que o preço da soja é uma boa *proxy* para a renda ou expectativa de renda do produtor rural que demanda máquinas agrícolas. Os coeficientes estimados para a variável TJLP apresentam negativos gerados para a variável *TJLP* apresenta sinal negativo e significância estatística. Esse resultado evidencia uma relação negativa entre volume de vendas e custo de capital e sugere a TJLP como *proxy* para a disponibilidade de capital por parte do produtor rural para aquisição de máquinas.

Os coeficientes estimados para Tratores são altamente significativos estatisticamente ($p < 0,01$) e possuem erro padrão pequeno frente ao tamanho dos coeficientes, especialmente no caso do preço da soja. Isso sugere que as variáveis são relevantes para a estimação da demanda por tratores. Os coeficientes estimados para Colhedeiras a TJLP também apresentam alta significância estatística, com exceção para o preço da soja. O erro padrão do coeficiente do preço da soja para colheitadeiras tem praticamente o mesmo valor do próprio coeficiente. O que indica

relevância inferior do preço da soja nas vendas de colhedeiras em comparação à sua relevância nas vendas de tratores.

TABELA 5 - Resultados para demanda por tratores e colhedeiras – período de 1995-2020

Variáveis	Tratores			Colhedeiras		
	EQ (1)	EQ (2)	EQ (3)	EQ(4)	EQ(5)	EQ(6)
Constante	2.003*** (0.319)	8.100*** (0.118)	4.930*** (0.532)	0.356 (0.642)	7.022*** (0.166)	5.966*** (1.080)
In preço soja	0.934*** (0.0523)	-	0.516*** (0.0797)	0.974*** (0.109)	-	0.172 (0.162)
TJLP	-	-0.0871*** (0.0114)	-0.0608*** (0.0134)	-	-0.125*** (0.0172)	-0.117*** (0.0232)
Fevereiro	0.281** (0.127)	0.288* (0.152)	0.284** (0.135)	0.119 (0.141)	0.126 (0.185)	0.125 (0.183)
Março	0.515*** (0.122)	0.535*** (0.140)	0.523*** (0.126)	0.0357 (0.139)	0.0558 (0.170)	0.0520 (0.169)
Abril	0.515*** (0.113)	0.539*** (0.129)	0.524*** (0.114)	-0.747*** (0.154)	-0.726*** (0.170)	-0.731*** (0.168)
Maiο	0.565*** (0.118)	0.601*** (0.123)	0.578*** (0.111)	-1.068*** (0.193)	-1.034*** (0.201)	-1.042*** (0.201)
Junho	0.618*** (0.118)	0.651*** (0.127)	0.628*** (0.116)	-0.778*** (0.214)	-0.751*** (0.200)	-0.758*** (0.201)
Julho	0.643*** (0.118)	0.667*** (0.124)	0.648*** (0.113)	-0.866*** (0.249)	-0.850*** (0.216)	-0.856*** (0.217)
Agosto	0.719*** (0.116)	0.705*** (0.120)	0.707*** (0.108)	-0.633*** (0.222)	-0.656*** (0.193)	-0.655*** (0.194)
Setembro	0.723*** (0.118)	0.688*** (0.121)	0.700*** (0.110)	-0.350 (0.220)	-0.400** (0.195)	-0.396** (0.195)
Outubro	0.673*** (0.129)	0.617*** (0.125)	0.637*** (0.115)	-0.0399 (0.175)	-0.115 (0.167)	-0.108 (0.166)
Novembro	0.362*** (0.128)	0.327*** (0.126)	0.336*** (0.115)	-0.208 (0.192)	-0.262 (0.175)	-0.259 (0.175)
Dezembro	0.174 (0.127)	0.144 (0.133)	0.149 (0.120)	0.181 (0.182)	0.132 (0.176)	0.134 (0.176)
Observações	312	312	312	312	312	312
R-2	0.507	0.566	0.635	0.312	0.475	0.477
R-2 Ajustado	0.487	0.549	0.619	0.284	0.453	0.454
F(12, 299)	35.36*** (0.0000)	10.42*** (0.0000)	40.09*** (0.0000)	12.85*** (0.0000)	15.62*** (0.0000)	16.38*** (0.0000)
SQR	48.57	42.69	35.97	192.8	147.3	146.5
AIC	331.06	290.83	239.36	761.26	677.16	677.58
BIC	379.72	339.49	291.77	809.92	725.82	729.98
lpsoja = tjlp	-	-	70.41*** (0.000)	-	-	4.04** (0.0453)

Fonte: Cálculos do autor.

Os coeficientes estimados para as variáveis *dummies* apresentam significância estatística. Esse resultado indica que há diferenças entre os meses

quando comparado com a categoria base, constante, que é o mês de janeiro. A sazonalidade nas vendas de tratores já tinha sido observada quando descrevemos a evolução das vendas ao longo do tempo nos Gráficos 1 e 2. As estimativas para as equações (1), (2) e (3) apenas reforçam a necessidade de considerar essa informação na demanda por tratores.

Por fim, testamos a hipótese nula se os coeficientes estimados para variável logaritmo do preço da soja (psoja) é igual ao coeficiente estimado para a variável TJLP na equação (1). O resultado mostra que esses coeficientes são diferentes. O Teste F testa a hipótese nula de que conjuntamente os coeficientes estimados são diferentes de zero. Pelo resultado verificamos que os

4.2 DEMANDA POR TRATOR E COLHEDEIRA - PARTE II

Na análise gráfica da evolução de volume de vendas de máquinas (Gráficos 2 a 5) verificamos a existência de um comportamento diferenciado entre os períodos pré e pós ano de 2005, com crescimento das vendas de maneira praticamente contínua até 2013. Nesta seção, vamos explorar a possibilidade de uma quebra estrutural a partir de 2006 fazendo uso do Teste de Chow.

As Tabelas 6 e 7 apresentam as estatísticas descritivas para o período de 1995 a 2005 e para o período de 2006-2020. De um modo geral, elas sugerem que existe uma mudança no comportamento da demanda entre esses períodos. As médias mensais de vendas, tanto para tratores quanto para colhedeiras, praticamente dobram na comparação entre os períodos 1995-2005 e 2006-2020. A média do Preço da soja cresce 74% e a TJLP cai 49% na comparação. Ou seja, há uma mudança clara de patamar tanto nas variáveis dependentes quanto nas variáveis independentes do modelo.

TABELA 6 - Estatísticas descritivas – período de 1995 – 2005

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Trator	132	1847,39	842,45	340	4041
Colhedeira	132	269,44	193,39	2	737
Preço da soja	132	223,08	47,50	158,31	363,50
TJLP	132	12,33	4,14	9,24	26,01

Fonte: Cálculos do autor.

TABELA 7 - Estatísticas descritivas – período de 2006 – 2020

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Trator	180	3567,21	1222,67	1080	6315
Colhedeira	180	404,13	218,99	14	1221
Preço da soja	180	389,10	92,48	199,30	622,91
TJLP	180	6,20	0,89	4,55	9

Fonte: Cálculos do autor.

As Tabelas 8 e 9 apresentam as correlações entre as variáveis para os dois períodos: 1995-2005 e 2006-2020. Podemos observar uma diferença significativa entre as correlações entre esses períodos. A correlação das variáveis independentes com a venda de tratores sofre inversão de sinal no caso do preço da soja (1995-2005: -0,25; 2006-2020: 0,67), de uma correlação negativa fraca para uma correlação positiva moderada e dobra no caso da TJLP, passando de fraca a moderada. A correlação das variáveis com a venda de Colhedeiças sofre efeito semelhantes: inversão de sinal para o preço da soja (de negativa para positiva) e fortalecimento da correlação negativa da TJLP.

TABELA 8 - Correlações entre as variáveis – período 1995 – 2005

Variáveis	Trator	Preço da soja	TJLP	Colhedeira
Trator	1,0000			
Preço da soja	-0,2490*** (0,0040)	1,0000		
TJLP	-0,2831*** (0,0010)	0,0768 (0,3812)	1,0000	
Colhedeira	0,4143*** (0,0000)	-0,1456*** (0,0957)	-0,3226*** (0,0002)	1,0000

Fonte: Cálculos do autor.

Nota: ***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1

TABELA 9 - Correlações entre as variáveis – período 2006 – 2020

Variáveis	Trator	Preço da soja	TJLP	Colhedeira
Trator	1,0000			
Preço da soja	0,6713*** (0,0000)	1,0000		
TJLP	-0,5604*** (0,0000)	-0,5555*** (0,0000)	1,0000	
Colhedeira	0,3056*** (0,0000)	0,4176*** (0,0000)	-0,4505*** (0,0000)	1,0000

Fonte: Cálculos do autor.

Nota: ***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1

As estatísticas descritivas sugerem que pode haver uma quebra estrutural a partir do ano de 2006 para a variável dependente Trator e para Colhedeira. Para implementarmos um teste para quebra estrutural necessitamos reestimar a equação (1) considerando os períodos de 1995-2005 e 2006 a 2020. A Tabela 10 apresenta os resultados para essas regressões mais os resultados para o período de 1995 a 2020.

Assim, a partir dos resultados da Tabela 10, a pergunta que fazemos é: os coeficientes da regressão são constantes ao longo de toda amostra, isto é, constante ao longo de toda a série? Ou há diferentes vetores de parâmetros para diferentes subconjuntos de dados?

Para responder a essa questão vamos realizar o Teste de Chow para mudança estrutural. Esse teste visa verificar se existe uma quebra estrutural na série entre os períodos 1995-2005 e 2006 a 2020. Para tanto, vamos estimar dois modelos: modelo irrestrito que assume que há diferença nos parâmetros entre os dois períodos da série e um modelo restrito que assume que não há diferenças entre os parâmetros nos dois períodos. Com essas informações podemos usar a soma dos quadrados dos resíduos de ambos os modelos e proceder com o seguinte teste F.

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{NR})/K}{SQR_{NR}/N - 2K}$$

onde SQR_R = Soma dos quadrados dos resíduos do período 1995-2020 ($SQR_{1995-2020}$);

$SQR_{NR} = (SQR_{1995-2005} + SQR_{2006-2020})$;

K = número de parâmetros estimados;

N = número de observações

As hipóteses a serem testadas são:

Hipótese nula - H_0 : coeficientes entre período 1995-2005 = coeficientes entre período 2006-2020

Hipótese alternativa - H_A : coeficientes entre período 1995-2005 \neq coeficientes entre período 2006-2020

TABELA 10 - Resultados para quebra estrutural 1995-2005 e 2006-2020

Variáveis	Trator			Colhedeira		
	EQ (1)	EQ (4)	EQ (5)	EQ(1)	EQ(4)	EQ(5)
	1995-2020	1995-2005	2006-2020	1995-2020	1995-2005	2006-2020
Constante	4.930*** (0.532)	11.43*** (0.889)	3.184*** (0.530)	5.966*** (1.080)	12.88*** (1.788)	-0.763 (1.289)
ln preço soja	0.516*** (0.0797)	-0.764*** (0.174)	0.856*** (0.0699)	0.172 (0.162)	-1.006*** (0.344)	1.321*** (0.195)
TJLP	-0.0608*** (0.0134)	-0.0384** (0.0150)	-0.0928*** (0.0212)	-0.117*** (0.0232)	-0.133*** (0.0272)	-0.172*** (0.0420)
Fevereiro	0.284** (0.135)	0.336 (0.234)	0.244*** (0.0902)	0.125 (0.183)	0.243 (0.333)	0.0264 (0.0958)
Março	0.523*** (0.126)	0.652*** (0.222)	0.462*** (0.0854)	0.0520 (0.169)	0.150 (0.291)	-0.00140 (0.0949)
Abril	0.524*** (0.114)	0.699*** (0.194)	0.436*** (0.0888)	-0.731*** (0.168)	-0.817** (0.313)	-0.652*** (0.0956)
Mai	0.578*** (0.111)	0.760*** (0.192)	0.491*** (0.0837)	-1.042*** (0.201)	-1.196*** (0.363)	-0.922*** (0.161)
Junho	0.628*** (0.116)	0.834*** (0.192)	0.513*** (0.0842)	-0.758*** (0.201)	-1.118*** (0.344)	-0.521*** (0.191)
Julho	0.648*** (0.113)	0.821*** (0.191)	0.540*** (0.0823)	-0.856*** (0.217)	-1.299*** (0.394)	-0.574*** (0.156)
Agosto	0.707*** (0.108)	0.808*** (0.185)	0.620*** (0.0799)	-0.655*** (0.194)	-1.088*** (0.353)	-0.380*** (0.126)
Setembro	0.700*** (0.110)	0.794*** (0.193)	0.626*** (0.0822)	-0.396** (0.195)	-0.918** (0.362)	-0.0393 (0.131)
Outubro	0.637*** (0.115)	0.631*** (0.208)	0.629*** (0.0857)	-0.108 (0.166)	-0.558* (0.308)	0.189* (0.104)
Novembro	0.336*** (0.115)	0.330 (0.200)	0.338*** (0.0868)	-0.259 (0.175)	-0.743** (0.311)	0.0529 (0.125)
Dezembro	0.149 (0.120)	0.0777 (0.192)	0.200** (0.0966)	0.134 (0.176)	-0.380 (0.327)	0.453*** (0.111)
Observações	312	132	180	312	132	180
R-2	0.635	0.498	0.753	0.477	0.518	0.668
R-2 Ajustado	0.619	0.443	0.734	0.454	0.465	0.642
F(12, 299)	40.09*** (0.0000)	7.506*** (0.0000)	57.59*** (0.0000)	16.38*** (0.0000)	9.705*** (0.0000)	19.05*** (0.0000)
SQR	35.97	17.27	6.345	146.5	78.06	28.95
AIC	239.36	134.10		677.58	333.25	209.88
BIC	291.77	174.46		729.98	373.61	254.59
lpsoja = tjlp	70.41*** (0.0000)	16.33*** (0.0000)	300.13*** (0.0000)	4.04*** (0.0000)	6.10*** (0.0000)	67.22*** (0.0000)

Fonte: Cálculo do autor.

Considerando os valores da SQR da Tabela 9 podemos calcular o teste F para quebra estrutural para a variável dependente trator, temos:

$$F = \frac{(35,97 - 17,27 - 6,34)/14}{17,27 + 6,34/312 - 28}$$

$$F = \frac{(12,36)/14}{23,61/284}$$

$$F = \frac{0,882}{0,083}$$

$$F = 10,62$$

Considerando os valores tabelados para distribuição F de 1,72 para 1% e de 2,12 para 5%, podemos concluir que a hipótese nula é rejeitada. Isto é, os parâmetros estimados entre os dois períodos são diferentes. Esse resultado é importante e mostra que é necessário levar em consideração esse aspecto na análise da demanda por tratores.

Fazendo o teste F para a quebra estrutural para a variável dependente colhedeira, temos:

$$F = \frac{(146,5 - 78,06 - 28,95)/14}{78,06 + 28,95/312 - 28}$$

$$F = \frac{(39,49)/14}{107,01/284}$$

$$F = \frac{2,820}{0,376}$$

$$F = 7,5$$

Considerando os valores da distribuição F tabelados para 1%, 1,72, e 5%, 2,12, podemos afirmar que a hipótese nula é rejeitada em favor da hipótese alternativa. Com isso, vemos que também há uma quebra estrutural na série de colhedeiros. Por isso, devemos levar em consideração na análise da demanda de colhedeiros a estimação separada entre esses dois períodos. Resultado semelhante foi verificado para a série de demanda por tratores.

5 CONCLUSÃO

Este trabalho teve por objetivo a análise da demanda brasileira por tratores agrícolas e colhedeiras de grãos e sua relação com variáveis potencialmente explicativas. A relevância da discussão se justifica pela importância da Indústria de Máquinas Agrícolas para o desenvolvimento da Agricultura no país, pela expressividade dos números da própria Indústria de Máquinas Agrícolas (faturamento, empregos, volume de produção, investimento) e pela complexidade da estrutura produtiva.

Para atingir esse objetivo utilizamos o estimador de mínimos quadrados ordinários e segregamos a análise da demanda em duas etapas. Na primeira analisamos a demanda por tratores e colhedeiras relacionada às variáveis preço da soja e TJLP no período 1995-2020. Constatamos que há relação positiva entre o preço da soja e a demanda e relação negativa entre a TJLP e a demanda, ambas as variáveis se mostram preditores significativos da demanda e a estimativa considerando as duas variáveis juntas se mostrou superior às versões da estimativa com apenas uma delas. Analisando as regressões para tratores e colhedeiras individualmente a estimativa para a demanda por tratores se mostrou mais consistente que a estimativa para colhedeiras, com melhor coeficiente de determinação (R^2).

Na segunda etapa sugerimos, a partir das estatísticas descritivas, que há uma quebra estrutural a partir de 2006 e analisamos separadamente os períodos 1995-2005 e 2006-2020. Realizamos o Testes de Chow para mudança estrutural e concluímos que há quebra estrutural tanto no caso da demanda por tratores quanto no caso da demanda por colhedeiras.

Outras duas variáveis relevantes ao volume de vendas de máquinas agrícolas são a área plantada e a produtividade da produção agrícola. Ambas poderiam ser tratadas com defasagem em relação às séries de vendas mensais de tratores e colhedeiras, sugerindo que a maior venda de máquinas agrícolas viabiliza o aumento da área plantada e, principalmente, o aumento da produtividade. A variável área plantada já foi explorada por Baricelo e Bacha (2013) e não faz parte do escopo deste trabalho e para a variável produtividade não pudemos encontrar dados de longo prazo disponíveis para a realização da análise.

Com isso podemos concluir que a demanda por tratores e colheitadeira no Brasil tem no preço da soja e na TJLP bons preditores e que há fortes evidências que

houve uma quebra estrutural 2006, mas suas causas não fazem parte do escopo deste trabalho.

REFERÊNCIAS

- AMATO NETO, J. A. Indústria de Máquinas Agrícolas no Brasil: Origens e Evolução. *Revista de Administração de Empresas*, Rio de Janeiro, v. 25, n. 3, p. 57-69, jul./set. 1985.
- ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES (ANFAVEA). *Anuário da Indústria Automobilística Brasileira*. São Paulo, 2021
- BARICELO, L. G., BACHA C. J. C. Oferta e demanda de máquinas agrícolas no Brasil. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, v. 22, n. 4, p. 67-83, out./dez. 2013.
- BINSWANGER, H. P. Agricultural Mechanization: A Comparative Historical Perspective. *The World Bank Research Observer*, Oxford, v. 1, n. 1, p. 27-56, jan. 1986
- BRASIL. **Brasil deve ter novo recorde de produção na safra de grãos 2020/21**. Disponível em: <<https://www.gov.br/pt-br/noticias/agricultura-e-pecuaria/2020/10/brasil-deve-ter-novo-recorde-de-producao-na-safra-de-graos-2020-21>>. Acesso em: 4 de setembro de 2021.
- CNH INDUSTRIAL. **Our History**. Disponível em:< https://www.cnhindustrial.com/en-us/know_us/who_we_are/Pages/our_history.aspx>. Acesso em: 14 de novembro de 2021.
- FONSECA, M. D. G. D. **Concorrência e progresso técnico na indústria de máquinas para agricultura**: um estudo sobre trajetórias tecnológicas. 1990. 249f. Tese (Doutorado em Economia) - Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP), Campinas, São Paulo. 1990.
- IPEA. Crescimento e Produtividade da Agricultura Brasileira de 1975 a 2016. **Carta de Conjuntura**, Brasília, n.38, 2018.
- KRAMER, H. M. Harvesters and high finance: formation of the International Harvester Company. *Business History Review*, Cambridge, v. 38, n. 03, p. 283-301, 1964.
- LIMA, V. A. et al. **A Indústria de Máquinas Agrícolas no Brasil**: Uma Análise Evolucionária no Período 1985-2015. Trabalho apresentado no XVII Congresso Latino-Iberoamericano de Gestion Tecnologica, México, 2017.
- MULLER, A. et al. **Estimativa de Área Mínima para Aquisição de uma Colhedora Combinada de Grãos em Cachoeira do Sul-RS**. Trabalho apresentado no XLVIII Congresso Brasileiro de Engenharia Agrícola. Campinas, 2019.
- NOJIMOTO, T; SIMON, E. J. O Plano Nacional da Indústria de Tratores Agrícolas: Uma Análise Crítica. *Revista Economia Rural*, Brasília, v.25, n. 4, p. 393-401, out./dez. 1987.

PUDUP, M. B. From farm to factory: structuring and location of the US farm machinery industry. **Economic Geography**, Worcester, v. 63, n. 3, p. 203-222, 1987.

SILVA, R. P. **A Indústria de Máquinas Agrícolas: Formação de um Oligopólio, Internacionalização e Poder de Mercado**. 2015. 114 f. Dissertação (Mestrado em Economia) Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2015.

VIAN, C. E. D. F.; BARICELO, L.G. Indústria de máquinas agrícolas: um panorama histórico da formação ao atual estágio de desenvolvimento. **História e Economia**, v.22, p. 31-44, 2019.

VIAN, C. E. D. F. et al. Origens, evolução e tendências da indústria de máquinas agrícolas. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 4, p. 719-744, 2013.