



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Avaliação Ex-post de Ato de Concentração na Indústria de Máquinas Agrícolas com o Uso de Séries Temporais¹

Rodrigo Peixoto da Silva² e Carlos Eduardo de Freitas Vian³

Resumo: Este trabalho analisa a estrutura do mercado de tratores agrícolas no Brasil e mensura os impactos da concentração oriunda da aquisição da Valtra pela AGCO, as duas maiores empresas neste segmento, sobre o indicador de poder de mercado (índice de Lerner). Para isso, foi realizada a estimação de uma função demanda por tratores agrícolas incluindo variáveis de intervenção (*dummies* de intercepto e de inclinação) para que seus parâmetros fossem utilizados no cálculo do indicador. Utilizou-se para este fim a metodologia de análise de cointegração com um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM). Os resultados indicam que a concentração não se refletiu em mudanças significativas nas elasticidades preço. No entanto, o poder de mercado, que é elevado em nível, aumentou significativamente após a fusão, devido à parcela de mercado que a AGCO conquistou.

Palavras-chaves: Concentração de mercado, tratores agrícolas, cointegração, modelo vetorial de correção de erros, poder de mercado.

Abstract: *This study analyses the structure of the market of agricultural tractors in Brazil and measures the impacts of concentration from the acquisition of Valtra by AGCO, the two larger companies in the local market, on the market power index (Lerner index). In order to do this, a demand function for agricultural tractors including intervention variables (dummies of intercept and slope) was conducted so that its parameters were used in the index. For this purpose, the methodology of Cointegration Analyses with a Vector Error Correction Model (VECM) was used. The results indicate that the concentration was not reflected in significant changes in price elasticities. On the other hand, the Lerner index, which is high in level, increased considerably after the merger due to the market share gains of AGCO.*

Key-words: *Market concentration, agricultural tractors, cointegration, vectorial error correction model, market power.*

Classificação JEL: K21, L13, L41.

1. Data de submissão: 18 de abril de 2016. Data de aceite: 1º de janeiro de 2017.

2. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, Brasil. E-mail: rodrigo.peixoto@hotmail.com

3. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, Brasil. E-mail: cefvian@usp.br

1. Introdução

O mercado de máquinas agrícolas é caracterizado em grande parte do mundo como concentrado, com a existência de economias de escala e escopo, consideráveis custos de implantação das fábricas e amplas redes de distribuição e assistência técnica (VIAN *et al.*, 2013). Além disso, as firmas procuram manter uma relação de longo prazo com o consumidor, seja por meio da credibilidade de suas marcas comerciais (WALLEY, CUNSTANCE e TAYLOR, 2007), seja através de investimentos em P&D para a obtenção de um diferencial de qualidade ou desempenho das máquinas. Tais características representam barreiras à entrada.

A existência de tais barreiras em mercados concentrados possibilita o exercício do poder de mercado por parte das firmas estabelecidas, que se caracteriza pela elevação dos preços acima do que seria o nível competitivo (DASKIN, 1991). As principais barreiras são representadas por características físicas como economias de escala e nível de tecnologia embarcada no produto, mas podem também estar relacionadas a componentes intangíveis como a reputação de uma empresa ou marca comercial e a qualidade dos serviços prestados. Todavia, provavelmente devido à restrição de dados, a literatura ainda carece de estudos que mensurem os impactos de tais barreiras no

mercado de máquinas agrícolas, principalmente das intangíveis. Um dos poucos trabalhos nesta linha analisa o mercado de tratores do Reino Unido e atribui importância à marca comercial, porém, em conjunto com características como o preço, proximidade e qualidade do serviço das concessionárias (WALLEY, CUNSTANCE e TAYLOR, 2007).

Desde meados dos anos 1970, a indústria de máquinas agrícolas tem passado por um intenso processo de fusões e aquisições em diversas regiões do mundo. Este processo teve como consequência a reestruturação de mercado e a racionalização da produção em diversos países, como ocorreu na Argentina (GARCÍA, 2008) e na China (DAVIS, BAILEY e CHUDOBA, 2010). O mercado brasileiro de tratores agrícolas é também bastante concentrado, tendo como principais players as subsidiárias de multinacionais norte-americanas e europeias, presentes no Brasil desde a formação dessa indústria, no fim da década de 1950. As fusões, aquisições e parcerias entre multinacionais e fabricantes locais têm sido o meio utilizado para reduzir a concorrência, fortalecendo a estrutura de oligopólio vigente, e possibilitar o acesso das multinacionais a novos mercados (DAVIS, BAILEY e CHUDOBA, 2010).

O Brasil é considerado um ponto estratégico para a instalação de novas unidades fabris e centros de Pesquisa e Desenvolvimento (P&D)

dessas empresas (SILVA, 2015). De acordo com os dados da *Food and Agriculture Organization* (FAO), aproximadamente 70% dos tratores em uso na América do Sul, na década de 2000, pertenciam ao Brasil. A expansão da fronteira agrícola brasileira, o espaço existente para ampliação dos níveis de mecanização e a produção agrícola dos países vizinhos evidenciam um mercado potencial para as empresas que aqui se instalam (VIAN, 2009; VIAN *et al.*, 2013).

Países como Argentina, Bolívia, Paraguai, Uruguai e Venezuela listam em suas pautas de produção diversos gêneros agrícolas também cultivados no Brasil, como a soja, cana-de-açúcar, milho e arroz, além de outros produtos como o trigo (SILVA, 2015). Essas características destacam o Mercosul como mercado potencial e refletem-se em economias de escala, contribuindo para a formação de uma estrutura de poucas e grandes empresas capazes de suprir mercados bastante amplos, eliminando, ao menos parcialmente, custos alfandegários dentro do bloco e mantendo uma distância relativamente pequena de todo o mercado sul-americano.

A necessidade de pronto atendimento por profissionais qualificados em caso de manutenção, a diversidade de equipamentos ofertados, o baixo nível de intercambiabilidade entre peças e componentes de fabricantes distintos e a consequente necessidade de planejamento do estoque são fatores que dificultam a atuação de importadores independentes (SILVA, 2015). Somam-se a isso os custos de transporte e seguro internacionais, tarifas de importação e demais encargos tributários, além das dificuldades de financiamento internacional. As importações, que poderiam representar uma ameaça externa aos concorrentes estabelecidos são, em geral, pouco expressivas e realizadas pelas próprias fabricantes locais para atender às demandas específicas de máquinas não fabricadas no Brasil (SILVA, 2015).

Alinhada à dinâmica global de expansão internacional e concentração da produção, a indústria brasileira de tratores agrícolas passou também por um processo de concentração entre 1990 e 2012. Neste período, por exemplo, a Companhia

Brasileira de Tratores (CBT) encerrou suas atividades, a KUHN incorporou a Montana Indústria de Máquinas e a Allis-Gleaner Corporation (AGCO) adquiriu a divisão de tratores agrícolas da Caterpillar.

Entre 1994 e 1996 existiam basicamente quatro empresas responsáveis pela oferta de tratores agrícolas no Brasil: a AGCO, que adquiriu os holdings mundiais da Massey Ferguson⁴; a Case New Holland, incorporada ao grupo Fiat entre 1991 e 1994; a Valtra, primeira fabricante de tratores a se instalar no Brasil, em 1957, à época denominada Valmet; e a Agrale, empresa de capital nacional do grupo Francisco Stedile (SILVA, 2015).

Entre 1996 e 1999, a John Deere ampliou sua atuação no Brasil através da aquisição total da SLC, empresa da qual tinha participação acionária desde 1979, e foi responsável por uma média de 12% do total de vendas e produção no período de 1997 a 2003 (ANFAVEA, 2013).

O mercado brasileiro tornou-se ainda mais concentrado depois que a AGCO adquiriu a divisão de tratores agrícolas do grupo finlandês Kone, representado pela Valtra no mercado nacional. Esta aquisição uniu as duas empresas com maior *market share* nos segmentos de tratores de 50 a 99 cv e de 100 a 199 cv, as principais faixas de potência de tratores comercializadas no Brasil em unidades vendidas (ANFAVEA, 2014).

A Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE, 2004), no entanto, deu parecer favorável à aquisição AGCO/Valtra, apresentando como justificativas: 1 – os estudos apresentados pelas empresas concorrentes visando restringir ou vetar a aquisição demonstravam a possibilidade de aumento de preços pouco expressivo após o ato e 2 – no caso de proibição da aquisição, era provável que a Valtra encerrasse suas atividades no Brasil, uma vez que o grupo Kone, que estava concentrando sua atuação em outros ramos, havia abandonado o segmento de tratores agrícolas em diversos países. Era improvável a compra da planta da Valtra, em Mogi das

4. A Massey Ferguson já atuava no Brasil por meio da Iochpe Maxion. A AGCO é a atual detentora das marcas de tratores Massey Ferguson, Challenger e Fendt.

Cruzes, por outro terceiro, devido ao alto custo de mão de obra na região e por se tratar de uma planta construída nos moldes da década de 1960, sem ter passado por modernizações significativas desde então (SEAE, 2004). A aquisição foi aprovada meses depois pelo Conselho Administrativo de Defesa Econômica (Cade).

Neste contexto, esse trabalho buscou analisar a evolução da estrutura do mercado brasileiro de tratores agrícolas e mensurar as variações no índice de Lerner, indicador de poder de mercado, oriundas deste ato de concentração. Dadas as características do mercado brasileiro e, principalmente, a modificação estrutural ocorrida após o referido ato de concentração, optou-se neste trabalho pelo uso do modelo Estrutura-Condução-Desempenho (ECD), por este permitir uma análise clara da relação causal entre estrutura de mercado e desempenho das firmas.

O trabalho está dividido em mais cinco seções além desta introdução: a seção 2 traz o referencial teórico; a seção 3 destaca o processo de concentração do mercado brasileiro de tratores agrícolas; a seção 4 consiste nos métodos e procedimentos adotados na estimação dos parâmetros e para o cálculo do índice de Lerner além da base de dados utilizada; a seção 5 demonstra os resultados, discutindo-os e, por fim, a seção 6 traz as considerações finais.

2. Referencial teórico

O estudo do oligopólio traz dificuldades para a abordagem da teoria econômica neoclássica, uma vez que as relações entre os agentes divergem daquelas encontradas em cenários de concorrência perfeita. O pequeno número de grandes corporações influenciando o mercado modifica os mecanismos de precificação tradicionais, nos quais o preço iguala-se ao custo marginal, e invalida um dos principais conceitos elaborados pela teoria marginalista: o lucro econômico nulo.

Um dos tratamentos dados ao oligopólio, atribuído a Mason (1939), serve como uma forma simplificada de caracterização do mercado em

estudo. De acordo com Possas (1985), esta abordagem está relacionada às características mais aparentes dos mercados, como o número de concorrentes e as especificidades dos produtos. A abordagem de Mason (1939) ressalta várias características internas (composição dos custos, particularidades dos insumos) e externas à firma (reação de seus concorrentes dada sua política de precificação), levadas em conta na análise das estruturas de mercado e formas de precificação em oligopólio. De acordo com Fontenelle (2000), Edward Mason “objetivava obter generalizações simples para classificar as firmas em estruturas e condições similares de mercado” (p. 34).

Outra abordagem, amplamente utilizada na literatura de Organização Industrial (OI) consiste no paradigma Estrutura-Condução-Desempenho (ECD), no qual a estrutura de mercado assume papel preponderante e é entendida a partir de características da organização de um mercado que exercem influência estratégica sobre a natureza da competição e da precificação (BAIN, 1968). Este enfoque, que se originou nos trabalhos de Bain (1956, 1968) e Labini (1984), trata-se de uma miscigenação entre as propostas teóricas e os resultados observados nas pesquisas empíricas (FONTENELLE, 2000) e busca estabelecer uma relação causal entre estrutura, condução e desempenho de mercado. Os trabalhos empíricos, em geral, realizam a análise entre estrutura e desempenho, uma vez que os parâmetros de condução são dificilmente mensuráveis.

A preocupação de Bain (1956) consistia em determinar os fatores que permitiam a existência e manutenção das condições de monopólio. Com este objetivo, o autor buscou estabelecer quais as condições de entrada para que novos concorrentes viessem a disputar determinado mercado, elaborando, a partir disso, o conceito de barreiras à entrada.

Uma terceira acepção incorpora um caráter dinâmico à análise. Não se trata de uma contraposição à segunda, mas de um avanço, uma vez que flexibiliza o sentido de causalidade entre estrutura, condução e desempenho. Desta forma, a concorrência direta, via preços, mantém-se ainda

como o elemento principal na disputa pelo mercado, mas é complementada por um conjunto de estratégias pelas quais as empresas tentam manter as condições de monopólio presentes. A acumulação de lucros destinados à expansão da firma, os investimentos em P&D, os gastos com propaganda, o progresso técnico e as demais relações com o conjunto da economia, já presentes nas obras de Bain, porém mais exploradas na obra de Steindl (1990), assumem papel importante como uma forma de concorrência extra preço na evolução das estruturas de mercado em oligopólio (POSSAS, 1985).

Em busca de um corpo teórico mais robusto, baseado na formalização matemática e nos preceitos comportamentais da teoria da firma neoclássica, algumas escolas de economia tentavam dar início ao que Fontenelle (2000) chama de uma contrarrevolução teórica. Os principais expoentes dessa ruptura com a Organização Industrial (OI) clássica são a Escola de Chicago e UCLA, a Teoria dos Mercados Contestáveis e a Teoria dos Jogos. De acordo com Fontenelle (2000), “na verdade, à época, Chicago e UCLA ainda acreditavam na teoria dos preços Marshalliana para explicar o comportamento dos mercados” (p. 44).

A Teoria dos Mercados Contestáveis atribui à concorrência potencial o papel de limitante do poder de monopólio. Um mercado perfeitamente contestável caracteriza-se pelo acesso, tanto por parte das firmas estabelecidas quanto pelos potenciais entrantes, à tecnologia dos meios de produção e às demais condições que garantiriam a concorrência em nível de igualdade entre as firmas. Dessa forma, dada a inexistência de barreiras à entrada ou à saída, a concorrência potencial exerce a função de manter os preços no nível competitivo mesmo em oligopólio. Essa corrente visava reavaliar a intervenção política e regulação de muitos mercados, justificando que se a entrada e a saída fossem livres, não havia motivos para intervenção estatal, mesmo que eles fossem altamente concentrados. Pode-se citar como grande referência deste pensamento a obra de Baumol, Panzar e Willig (1982).

A Teoria dos Jogos incorporou a interação estratégica entre as firmas (jogadores) à análise da organização dos mercados, mantendo o rigor teórico-dedutivo da teoria microeconômica. As abstrações teóricas exercem papel relevante na determinação do comportamento dos “jogadores”, assim como na teoria do Equilíbrio Geral Competitivo.

“Afora as situações de monopólio ou quando a possibilidade de entrada na indústria for descartável, as análises da organização dos mercados quase sempre empregam, nos dias de hoje, o instrumental da Teoria dos Jogos não cooperativos” (FONTENELLE, 2000, p. 52).

Esta abordagem baseada na Teoria dos Jogos, difundida principalmente pelo trabalho de Tirole (1988), é considerada uma forma de unificação teórica, que aborda o comportamento estratégico das firmas sem abrir mão da metodologia dedutiva e formal da Teoria Microeconômica tradicional. Perde, no entanto, a ênfase dada por outras teorias às peculiaridades dos objetos de estudo empírico em troca da abstração teórica e da formalização.

Outros aperfeiçoamentos e abordagens foram desenvolvidos após o modelo ECD, como a *New Empirical Industrial Organization* (NEIO), grandemente apoiada nos trabalhos de Bresnahan (1982, 1989). Dentre outras características, esta abordagem assume endogeneidade entre estrutura e desempenho e procura aferir o poder de mercado por meio da identificação de um parâmetro de conduta das firmas, estando embasada no comportamento e na interação entre os agentes e, portanto, mantendo importante vínculo com a Teoria dos Jogos.

A abordagem dos modelos ECD adequa-se bem à proposta desse trabalho, uma vez que tem foco na mudança estrutural como causa do desempenho de mercado e destaca também o papel das barreiras à entrada e à saída e demais condicionantes do exercício do poder de mercado. Dentre outras motivações, a expressiva mudança estrutural em termos de concentração após o Ato de Concentração AGCO-Valtra foi o guia para a escolha da abordagem.

2.1. Barreiras à entrada

O aumento relativo da margem de lucro representa o exercício de poder de mercado da firma sobre os consumidores – também pode refletir-se sobre os fornecedores, como poder de monopólio. Todavia, para que estas firmas consigam exercer tal poder sem atrair novos concorrentes, devem prevalecer algumas das condições referentes às barreiras à entrada. A definição de barreiras à entrada recorrente na literatura foi dada por Bain (1956):

“[...] vantagens de firmas estabelecidas sobre potenciais entrantes, que se refletem no grau em que estas podem, persistentemente, elevar seus preços acima de um nível competitivo, sem atrair a entrada de novas firmas o suficiente para que os preços voltem ao nível competitivo” (BAIN, 1956 p. 11, tradução livre).

A entrada de novos concorrentes no mercado é definida como a construção e uso de nova capacidade produtiva – ou mesmo a exploração de capacidade já existente e que se encontra ociosa – por firmas que não existiam ou não atuavam no mercado em questão. Exclui-se a expansão de capacidade produtiva e a troca de propriedade das firmas estabelecidas.

Bain (1956) enfatiza três fatores que dificultam a entrada: 1) vantagens absolutas de custos das firmas estabelecidas, possivelmente oriundas de acesso privilegiado às tecnologias mais

eficientes; 2) vantagens de diferenciação de produtos, que podem proporcionar maior domínio sobre seus clientes e 3) significativas economias de escala, que determinam padrões e níveis de operação para as firmas que atuam ou desejam atuar no mercado.

Algumas dessas características estão presentes no mercado brasileiro. Por ser uma indústria relativamente intensiva em capital, os elevados custos fixos evidenciam a presença de economias de escala (VIAN *et al.*, 2013). As amplas redes de distribuição e o fornecimento de serviços de manutenção e pós-venda dão indícios de uma relação de longo prazo entre empresa e cliente. Além disso, as fusões e aquisições são, em geral, caracterizadas pela manutenção das marcas comerciais e produtos no mercado (VIAN *et al.*, 2013; SILVA, 2015). A importância de todas essas características, no entanto, não foi quantificada para o mercado brasileiro.

O conjunto de serviços atrelado à venda das máquinas agrícolas esclarece o motivo das buscas por amplos canais de distribuição pelas empresas em diversos países: o Brasil conta com uma rede de mais de mil concessionárias distribuídas entre suas regiões e uma tendência de crescimento nos últimos anos. A Tabela 1 ilustra a distribuição das concessionárias por empresa e região brasileira. Destacam-se a CNH e a AGCO como as duas empresas com o maior número de concessionárias seguidas pela Valtra e John Deere, esta última com o maior crescimento do número de concessionárias entre 2003 e 2013.

Tabela 1. Número de concessionária por empresa e região

Empresa	Posição em 31/12/2003						Posição em 31/12/2013					
	N	NE	SE	S	CO	Total	N	NE	SE	S	CO	Total
AGCO	6	16	89	72	33	216	20	36	137	130	65	388
AGRALE	10	11	36	29	13	99	8	9	28	34	13	92
CATERPILLAR	13	5	15	6	6	45	14	13	20	12	5	64
CNH	16	36	77	81	54	264	17	21	78	110	72	298
John Deere	1	9	26	38	29	103	18	23	69	87	60	257
Valtra	13	20	61	48	21	163	-	-	-	-	-	-
Total	59	97	304	274	156	890	77	102	332	373	215	1099

Nota: N – Norte; NE – Nordeste; SE – Sudeste; S – Sul; CO – Centro-oeste.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados de (ANFAVEA, 2005, 2014).

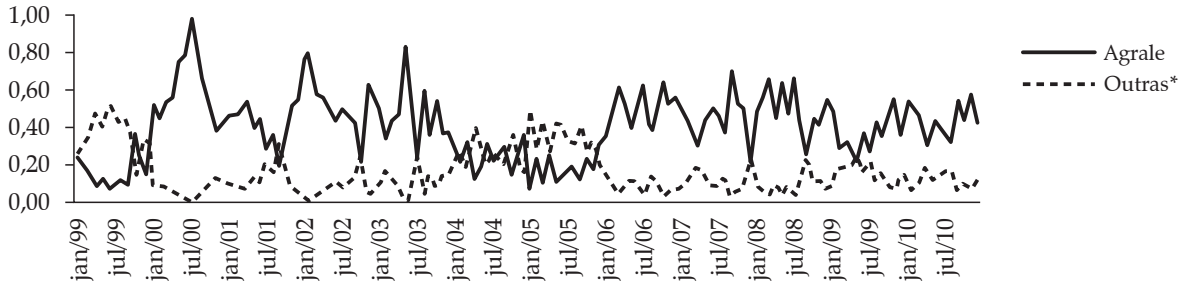
3. O processo de concentração no Brasil

Entre janeiro de 1999 e setembro de 2003, período anterior à celebração do Contrato Principal de Compra de Ativos e Negócios entre ACGO e Valtra, essas empresas detinham, em média, 45% e 23% das vendas de tratores entre 50 e 99 cv, respectivamente. Já no período de outubro de 2003 a dezembro de 2010, a AGCO ampliou sua parcela para 61% neste mercado. No segmento de tratores de 100 a 199cv, AGCO e Valtra representavam 23% e 27%, respectivamente, passando para uma participação de 60% posteriormente. As Figuras 1, 2 e 3 ilustram a evolução das parcelas de mercado das principais empresas no Brasil, em porcentagem das unida-

des vendidas, além da Razão de Concentração das quatro maiores empresas (CR₄).

As duas empresas, bem como seus principais concorrentes no mercado nacional não possuíam atuação expressiva no segmento de tratores de pequeno porte (até de 49 cv.), liderado pela brasileira Agrale, com média pouco maior que de 60% do total de unidades vendidas. Todavia este segmento tem pouca representatividade no Brasil, atingindo, em média, apenas 3% do total de vendas, que não ultrapassaram as 160 unidades/mês neste período. A Agrale possui três fábricas no Brasil e uma na Argentina, construída a partir de uma parceria com a Same Deutz Fahr para a fabricação de tratores pesados, mas não tem atuação relevante nesta faixa de potência no mercado brasileiro.

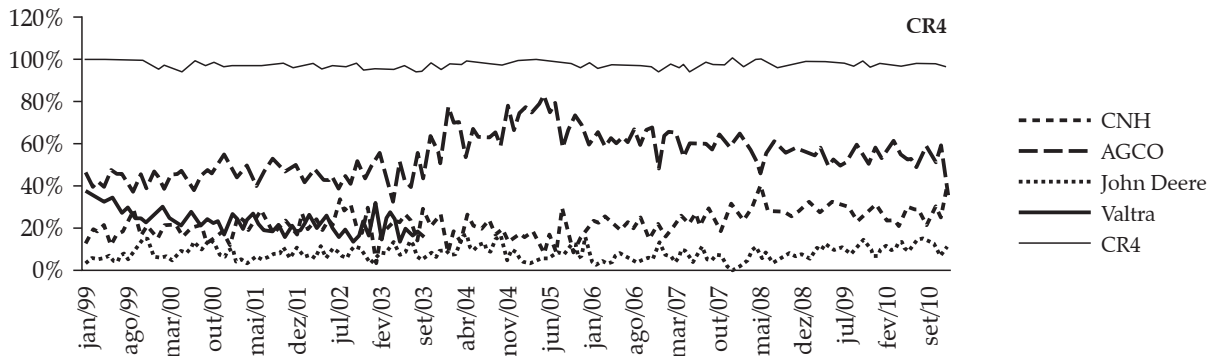
Figura 1. Market share – tratores até 49 cv – 01/1999 a 12/2010



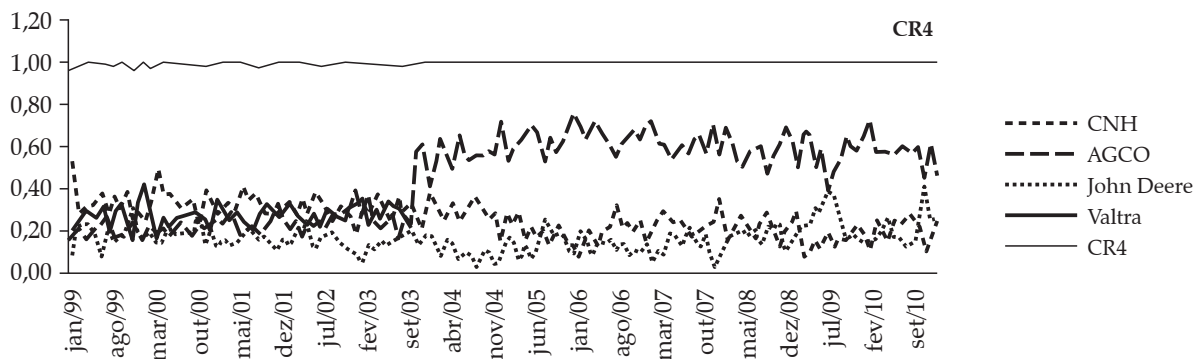
* LS Tractor, Budny, Yanmar, Montana e Ursus.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Anfavea.

Figura 2. Tratores de 50 a 99 cv – CR₄ e market share – 01/1999 a 12/2010



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Anfavea.

Figura 3. Tratores de 100 a 199 cv – CR₄ e market share – 01/1999 a 12/2010

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Anfavea.

No segmento de 50 a 99 cv a AGCO detinha maior parcela de mercado mesmo antes do ato de concentração. Essa situação intensificou-se após a aquisição, assegurando uma distância expressiva entre as vendas da AGCO (61% de participação) e dos demais concorrentes. As vendas totais neste segmento são expressivas, com média de 1.449 unidades/mês e máximo de 3.754 unidades atingidas em agosto de 2010. A Case IH e a New Holland, empresas do grupo CNH, ficaram em segundo lugar, com cerca de 22% de participação conjunta. A John Deere manteve-se com cerca de 8%.

Na categoria de 100 a 199 cv existia maior distribuição das parcelas de mercado antes da fusão. A CNH⁵, que se mantinha com 32% das vendas até a aquisição, foi ultrapassada pela AGCO, que passou a representar 60% das vendas no período de outubro de 2003 a dezembro de 2010. Este segmento apresentou média de vendas de 1.054 unidades/mês e o máximo de 2.116 unidades vendidas em setembro de 2003. A John Deere teve participação média de 16% ao longo do período. A Agrale não foi incluída nas Figuras 2 e 3 por representar menos de 2% de participação no período analisado. O mesmo ocorre para outras

empresas que, juntas, atingem cerca de 10% do total de vendas.

O exercício de poder de mercado parece plausível, levando-se em conta as características referentes à concentração e barreiras à entrada supracitadas, além dos argumentos apresentados pelas próprias empresas em (SEAE, 2004). Os argumentos a favor da aprovação, no entanto, foram suficientes para que os órgãos de defesa da concorrência brasileiros julgassem o caso a favor da aquisição da Valtra pela AGCO. Alguns anos após o ocorrido torna-se possível e desejável revisitar o caso, mensurar e verificar se houve, de fato, alguma mudança significativa relativa ao poder de mercado.

4. Metodologia e base de dados

Um indicador largamente utilizado na literatura de OI como medida de poder de mercado é o denominado índice de Lerner, em referência ao economista Abba P. Lerner, que expressa a taxa em que o preço se afasta do custo marginal. Representa, portanto, a capacidade que uma firma ou indústria possui de manter um nível de preços acima daquele que ocorreria em uma situação de concorrência perfeita, implicando na existência de lucro econômico.

Como os dados referentes ao custo marginal das empresas, em geral, não estão disponíveis,

5. Até 2010, as vendas no segmento de tratores de 50 a 99 cv eram praticamente exclusividade da New Holland. A Case IH comercializa no mercado nacional alguns modelos do Farmall entre 60 e 100 cv, mas tem sua produção direcionada para os tratores de maior potência.

algumas relações com este índice são propostas pela literatura visando a aplicação empírica. Duas formas foram aqui tratadas devido às peculiaridades do mercado brasileiro: a primeira trata do poder de mercado da firma e parte da premissa de existência de uma firma dominante, que determina os preços de mercado e as demais firmas, denominadas como “franja”, são tomadoras de preço; a segunda, uma aproximação do poder de mercado da indústria, considera que as concorrentes sejam semelhantes em termos de custos e tecnologia adotada. Estas duas abordagens seguem Church e Ware (2000).

4.1. Abordagem de firma dominante

Sob esta abordagem, considera-se que a AGCO possua maior poder de influenciar preços (ao menos após a incorporação da Valtra), uma vez que sua parcela de mercado era 2,7 vezes maior que a parcela da segunda maior firma (CNH) após a aquisição nas faixas de 50 a 99 e de 100 a 199 cv. O mesmo é válido para a Agrale no segmento de até 49 cv. Neste contexto, a demanda da firma dominante pode ser escrita da seguinte forma:

$$Q^D(p) = Q^M(p) - Q^f(p) \quad (1)$$

A demanda da firma dominante, Q^D , é igual à demanda total do mercado, Q^M , menos a demanda suprida pela “franja”, Q^f . O lucro da firma dominante é determinado como:

$$\pi^D = pQ^D(p) - C(Q^D(p)) \quad (2)$$

E a condição de maximização do lucro é:

$$\frac{d\pi^D}{dp} = Q^D + \left[p - \frac{dC}{dQ^D} \right] \frac{dQ^D}{dp} = 0 \quad (3)$$

Os aumentos de preços levam a uma redução da demanda da firma dominante por duas razões: a) tornam a expansão da produção da “franja” mais lucrativa; b) a quantidade demandada pelo total do mercado diminui conforme os preços aumentam. Reconhecendo isso e usando (1), chega-se a:

$$\frac{dQ^D(p)}{dp} = \frac{dQ^M(p)}{dp} - \frac{dQ^f(p)}{dp} \quad (4)$$

E (3) torna-se:

$$Q^D + \left[p - \frac{dC}{dQ^D} \right] \left[\frac{dQ^M(p)}{dp} - \frac{dQ^f(p)}{dp} \right] = 0 \quad (5)$$

Reescrevendo a eq. (5) chega-se ao índice de Lerner:

$$L^D = \frac{P^* - CMg(Q^*)}{P^*} = \frac{s^D}{\varepsilon_s^f \cdot s^f + |\varepsilon|} \quad (6)$$

L^D é o índice de Lerner da firma dominante; P^* é o preço que maximiza o lucro; $CMg(Q^*)$ é o custo marginal em função da quantidade que maximiza o lucro; ε é a elasticidade preço da demanda; s^D é o *market share* da firma dominante; s^f é o *market share* da “franja”; ε_s^f é a elasticidade preço da oferta da “franja”; $s^f = 1 - s^D$.

Quanto maior o *market share* da firma dominante, maior o índice de Lerner, mantendo-se constantes as elasticidades preço da demanda e da oferta. Por sua vez, quanto mais sensíveis aos preços forem os consumidores e concorrentes, menor será a capacidade de a firma líder de manter, persistentemente, um nível elevado de preços, limitando seu poder de mercado. Quanto mais o índice aproxima-se de 0, menor é o poder de mercado exercido aproximando-se de um mercado concorrencial; quanto mais próximo de 1, mais próximo da situação de monopólio.

Pode-se assumir que, quanto maior a capacidade ociosa da “franja”, maior será sua capacidade de aumentar a produção no curto prazo, dado um aumento de preços. De acordo com Seae (2004), a capacidade ociosa aproximada, em 2003, sem a necessidade de aumentar o número de turnos de trabalho, era de 30%. Portanto, no momento da aquisição, a indústria poderia expandir sua produção no curto prazo em 43% sem necessidade de expansão da capacidade instalada. Considerando-se o *market share* da “franja” (aproximadamente 40% após a aquisição), pode-se supor que esta era capaz de aumentar a oferta

total de tratores em até 17%. Anfavea (2009, 2012) aponta para uma capacidade ociosa de 37% e 23% em 2009 e 2012, respectivamente, na indústria brasileira de máquinas agrícolas. Bragagnolo, Pitelli e Moraes (2010) ressaltam que a capacidade ociosa na indústria de tratores é, ao mesmo tempo, uma barreira à entrada e um limitante do poder de mercado entre as firmas estabelecidas, uma vez que possibilita uma reação rápida da oferta aos possíveis aumentos de preços.

Dado que a capacidade ociosa é dos principais determinantes da elasticidade preço da oferta, estimar esta elasticidade sem considerar uma série temporal de capacidade ociosa, série esta que inexiste no Brasil, é tarefa problemática. Dessa forma, optou-se por realizar uma análise de sensibilidade, procedimento comum na literatura, estabelecendo três valores hipotéticos para o parâmetro e selecionando aquele que mais aproxima os índices de Lerner da firma dominante aos resultados encontrados a partir da abordagem da indústria, vista a seguir. Foram, portanto, testados os valores 0,5 (pouco elástica), 1 (unitária) e 1,5 (elástica) para o parâmetro ε , escolhendo-se, posteriormente, a oferta elástica (1,5) (ver Resultados).

4.2. Abordagem de firmas semelhantes (indústria)

Considerando que as firmas concorrentes sejam semelhantes, em termos de custos, tecnologia adotada etc., pode-se admitir que a firma 1 defina seu nível de produção esperando que as demais firmas produzam, cada uma, uma dada quantidade fixa. Dessa forma, a firma 1 produzirá a quantidade q_1^* que maximiza seu lucro, dado que as demais firmas produzirão q_2, q_3, \dots, q_j . A função melhor resposta para a firma 1 pode ser escrita como:

$$\pi_1 = P(Q)q_1 - C(q_1) \quad (7)$$

Q é a soma das quantidades produzidas por todas as i firmas. Pela condição de maximização de lucro:

$$P(Q) + \frac{dP(Q)}{d(Q)}q_1^* = CMg(q_1^*) \quad (8)$$

Reescrevendo:

$$P(Q) - CMg(q_1^*) = -\frac{dP(Q)}{d(Q)}q_1^* \quad (9)$$

O mesmo pode ser encontrado, analogamente, para as demais firmas. Dividindo ambos os lados por $P(Q)$ e multiplicando o lado direito por Q/Q chega-se a:

$$\frac{P(Q) - CMg(q_1^*)}{P(Q)} = \frac{s_i}{\varepsilon} \quad (10)$$

Multiplicando ambos os lados por s_i e tomando a somatória para todas as i firmas chega-se a:

$$L = \sum_{i=1}^N s_i \left(\frac{P(Q) - CMg(q_i^*)}{P(Q)} \right) = \sum_{i=1}^N \frac{s_i^2}{\varepsilon} = \frac{HHI}{\varepsilon} \quad (11)$$

HHI é o Índice de Herfindahl-Hirschman e ε é a elasticidade preço da demanda da indústria. A eq. (11) define o índice de Lerner da indústria. Quanto maior o nível de concentração de mercado, maior o índice de Lerner.

4.3. Modelo econométrico

Neste trabalho foi adotada a metodologia do *Vector Error Correction Model*. Dentre suas vantagens, esta abordagem permite a estimação de parâmetros de curto e longo prazo, bem como inclui um termo de correção de erros que representa a velocidade de ajustamento entre os desvios de curto prazo e o equilíbrio de longo prazo.

Uma das vantagens do VECM é a de solucionar o problema de endogeneidade entre as variáveis. Estabelecida uma matriz que represente as relações contemporâneas, o método permite, por exemplo, a análise das funções impulso-resposta e da decomposição da variância do modelo. Todavia, neste trabalho a ênfase é dada nas relações de longo prazo e possíveis quebras

estruturais dos parâmetros, análise também possível através da inserção de dummies e interações no VECM.

Diversos trabalhos utilizam esse método na estimação de funções demanda. Alves e Bueno (2003) estimaram a demanda por gasolina no Brasil; Lim *et al.* (2012) estimam a função demanda por óleo diesel na Coreia do Sul. Pala (2013), por sua vez, utiliza-se deste modelo para estabelecer as relações de longo prazo entre o preço do petróleo e o preço dos alimentos. Mortatti *et al.* (2011) identificaram os determinantes do comércio de commodities e produtos industriais entre Brasil e China por meio deste instrumental.

Com relação ao mercado de máquinas agrícolas, nada referente a esta metodologia foi encontrado na literatura; porém, isso não é exclusividade do VECM. Poucos são os trabalhos que estimam a função demanda por tratores agrícolas. Um dos trabalhos mais relevantes nesse sentido utiliza-se do método de Mínimos Quadrados Ordinários (GRILICHES, 1960). Este autor chegou à elasticidade preço da demanda de $-1,4$ no mercado norte-americano, em 1957. Foram selecionadas diversas variáveis explicativas, como bens substitutos e complementares, todavia, o modelo com melhor ajuste incluía apenas o preço e a taxa de juros de referência.

Resultado similar ($-1,41$) foi encontrado em Baricelo e Bacha (2013), utilizando-se também de MQO para o mercado brasileiro; no entanto, utilizando a área agricultável como variável explicativa ao invés da taxa de juros. Kudrle (1975) resume as poucas tentativas de estimação da elasticidade-preço da demanda por tratores agrícolas em diversos países, que convergem para o intervalo $[-0,5; -2,5]$, o que é esperado para uma indústria oligopolizada.

Bragagnolo, Pitelli e Moraes (2010) utilizam-se de um modelo logit agrupado, que permite uma forma de orçamentação em dois estágios, na qual o produtor rural decide, primeiramente, a alocação de renda entre tratores e outros bens e, em seguida, realiza a alocação entre as marcas de tratores que irá adquirir. A vantagem está em inserir um vetor de características específicas

dos tratores, permitindo mensurar a elasticidade cruzada entre marcas. Os resultados, no entanto, diferem significativamente da literatura, chegando a elasticidades-preço próprias no intervalo $[-6,5; -14,7]$, o que indicaria uma demanda extremamente elástica aos preços, incomum em mercados oligopolizados. As elasticidades cruzadas fora do subgrupo de tratores de mesma potência, por sua vez, são baixas, demonstrando a substituição limitada entre subgrupos de tratores de potências diferentes.

As séries de preços utilizadas por Bragagnolo, Pitelli e Moraes (2010) referem-se ao estado do Paraná e foram descontinuadas em grande parte do período tratado neste trabalho, o que impossibilitou seu uso. Os estudos realizados pelas empresas AGCO e CNH e apresentados à Seae também utilizaram-se de uma desagregação por marca e modelo de trator; no entanto, os dados não são divulgados dada a confidencialidade das informações prestadas pelas empresas no Ato de Concentração.

Outro modelo bastante utilizado para a estimação de sistemas de demanda é o chamado *Almost Ideal Demand System* (AIDS), que foi proposto por Deaton e Muellbauer (1980). Este modelo surge como uma evolução com relação ao modelo de Stone (1954), primeira proposta para um sistema de demanda totalmente derivada dos preceitos da teoria do consumidor, e com relação aos modelos de Rotterdam e o modelo Translog, agregando as vantagens desses dois últimos simultaneamente (DEATON e MUELLBAUER, 1980). Dentre as vantagens do modelo AIDS está a possibilidade de distinção de preferências e de uma agregação exata dos consumidores.

O sistema AIDS permitiria, por exemplo, mensurar o grau de diferenciação dos tratores por um conjunto de atributos (marca, serviço de pós-venda etc.). Exigiria, no entanto, uma desagregação de dados indisponível para o período em análise. Além disso, e mais importante, os tratores não são bens de consumo e sim de capital, fatores de produção agrícola (insumos). Desta forma, é adequado que a função demanda esteja vinculada à função de produção agrícola (GRILICHES,

1960) e não a uma função utilidade, como ocorre no caso da teoria do consumidor.

O efeito da diferenciação por marca diminui conforme aumenta o nível de desagregação dos dados. Bragagnolo, Pitelli e Moraes (2010) estimaram a elasticidade cruzada entre tratores de marcas distintas dentro e fora dos mesmos subgrupos de potência aqui analisados. As elevadas elasticidades cruzadas dentro dos subgrupos demonstram um certo grau de homogeneidade de tratores de marcas distintas e potência semelhante.

A abordagem econométrica adotada neste trabalho tem como base de escolha os seguintes aspectos: no universo de dados disponíveis a respeito de vendas, preços e demais variáveis relacionadas ao mercado de tratores agrícolas, prevalece a dimensão temporal em detrimento do corte transversal. Os preços e as vendas, por exemplo, são desagregados em alguns poucos grupos de potência, sem especificar o modelo e as características do trator. Já a dimensão temporal dos dados se dá de forma relativamente satisfatória: os dados possuem periodicidade mensal com um número razoável de observações tanto antes quanto depois do Ato de concentração. Esses foram os principais aspectos que motivaram o apoio em uma abordagem de análise de séries temporais. Uma vez definida a orientação da análise, a escolha do VECM em específico foi consequência dos testes de raiz unitária e cointegração, conforme recomendado na literatura (BUENO, 2008; ENDERS, 2015; MORETTIN, 2011).

4.4. Base de dados

Os tratores agrícolas podem ser classificados de diversas formas, considerando-se a potência, a tração por rodas ou por esteira nas duas ou quatro rodas, rodado simples ou duplo etc. A segmentação por faixas de potência, no entanto, está diretamente ligada ao tipo de uso das máquinas. Tratores abaixo de 50 cv são, em grande medida, utilizados em pequenas propriedades, no cultivo

de hortaliças, frutas e café ou outras culturas perenes. Já os tratores da faixa de 50 a 199 cv (ou maiores) têm uso voltado para grandes propriedades, no cultivo de grãos, cana-de-açúcar e outras atividades agrícolas de larga escala.

Para esta investigação, levando-se em conta a disponibilidade de dados e a atuação das empresas em cada grupo de potência, a classificação dos tratores por potência mostra-se como a mais adequada. Foram considerados, portanto, apenas os tratores agrícolas de rodas nacionais e o mercado foi segmentado em três categorias: tratores com até 49 cv, tratores entre 50 e 99 cv e tratores entre 100 e 199 cv. Para a definição de mercado geográfico relevante foi considerado o mercado nacional, com base nas informações prestadas pelas empresas AGCO, KONE (Valtra) e CNH nos documentos da Seae:

“Na dimensão geográfica, o mercado relevante é o nacional [...] tendo em vista, de um lado, os baixos custos de transporte interno, e de outro, a existência de alíquotas de importação, custos de internação elevados, necessidade de financiamento e de uma rede de distribuição e de assistência técnica em escala nacional” (SEAE, 2004, p. 19).

A escolha das variáveis e da forma funcional seguem, em grande medida, o trabalho de Griliches (1960), que destaca a demanda por tratores como uma função derivada da função de produção agrícola. O mesmo estudo relata a importância da inclusão da taxa de juros na estimação da demanda de bens duráveis. Além disso, foram incluídas outras variáveis consideradas relevantes para a aquisição de máquinas agrícolas e que representam variáveis macroeconômicas: os desembolsos do sistema BNDES destinados à agropecuária como uma *proxy* para o crédito para a aquisição de máquinas e o Produto Interno Bruto (PIB). O Quadro 1 resume as variáveis selecionadas, a fonte dos dados e a motivação da escolha.

Quadro 1. Variáveis selecionadas*

Variável	Descrição	Motivação
$(V_i)_t$	Vendas internas de nacionais – unidades ($i = 1$ até 49 cv; $i = 2$ de 50 a 99 cv. e $i = 3$ de 100 a 199 cv.)	Desagregação das vendas por potência ¹
$(P/IPR)_t$	Preço (relativo) dos tratores com relação aos preços recebidos pelo agricultor (índices)	Análise da elasticidade-preço da demanda ²
$(Juros)_t$	Taxa referencial de juros	Determinante do investimento (bens duráveis) ²
$(D1)_t$	Dummy: 0 de 01/1999 a 09/2003; 1 de 10/2003 a 12/2010	Representa ponto da aquisição Valtra-AGCO
$(D2)_t$	Dummy: 0 de 01/1999 a 12/2008; 1 de 01/2009 a 12/2010	Controlar os efeitos da crise internacional de 2008-2009
$(intP_i)_t$	Interação com a primeira diferença do preço relativo: $(intP_i)_t = D1_t \cdot \Delta(\ln(P/IPR))_t$	Possível mudança na elasticidade preço após a aquisição AGCO-Valtra
$(P/IPR)_t$	Preços relativos dos tratores das demais faixas de potência $s = j$ – tratores de menor potência; $s = k$ – tratores de maior potência	Efeitos de uma possível substituição entre faixas de potência ²
$(BNDES)_t$	Desembolsos do sistema BNDES destinados à agropecuária, em R\$	Efeito do crédito agrícola na compra de tratores ³
$(PIB)_t$	Produto Interno Bruto mensal, em R\$	Conjuntura macroeconômica ⁴
$(Season)_t$	Dummies sazonais	Controle de sazonalidade das vendas

Nota: 1 – Anfavea; 2 – Instituto de Economia Agrícola; 3 – BNDES; 4 – Banco Central do Brasil.

* Séries mensais de 01/1999 a 12/2010, exceto os preços dos tratores com até 49 cv, que se inicia em 10/2000.

Fonte: Elaboração própria.

4.5. Procedimentos

A série de desembolsos do sistema BNDES destinados à agropecuária foi deflacionada pelo IGP-DI (Dezembro/2010 = 100) e o PIB foi deflacionado pelo IPCA (Dezembro/2010 = 100). No caso das séries de preço partiu-se da premissa da homogeneidade de grau zero nos preços da função de produção agrícola (do tipo Cobb-Douglas generalizada). Isso implica que, se todos preços (pagos e recebidos pela agricultura, inclusive o preço dos tratores) variarem na mesma proporção, a demanda por insumos não se altera. Esta implicação permite adotar um dos preços como *numeraire* para os demais e, portanto, realizar a análise com base nos preços relativos (preço do insumo/preço do produto) ao invés de deflacionar os preços com base em um deflator genérico

como o IGP-DI. Tal formulação mostra-se como uma forma mais acurada de deflacionar os preços de tratores e segue a formulação de Griliches (1960).

As séries foram tomadas em logaritmo natural, visando a estimação das elasticidades. Foram realizadas análises de estacionariedade das séries por meio do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para a presença de raiz unitária, constatando-se que as séries são integradas de ordem 1, $I(1)$. A Tabela 2 resume os resultados do teste ADF para as variáveis utilizadas. O número de defasagens para o teste foi escolhido de acordo com o mínimo valor do Critério de Informação de Schwarz (BIC), partindo do máximo de 12 defasagens. Uma vez estabelecida a ordem de integração das variáveis, foi realizada a análise de cointegração.

Tabela 2. Teste ADF (com termo constante) para a presença de raiz unitária

Variável	Lag	p-valor	Variável	Lag	p-valor
LV1	8	0,2298	$\Delta(LV1)$	7	0,0000
LV2	4	0,2283	$\Delta(LV2)$	3	0,0000
LV3	9	0,3668	$\Delta(LV3)$	8	0,0000
LAGCO50	12	0,1721	$\Delta(LAGCO50)$	1	0,0000
LAGCO100	12	0,3333	$\Delta(LAGCO100)$	4	0,0026
LAGRALE	9	0,1547	$\Delta(LAGRALE)$	8	0,0000
LP1_IPR	0	0,7160	$\Delta(LP1_IPR)$	5	0,0045
LP2_IPR	0	0,8296	$\Delta(LP2_IPR)$	0	0,0000
LP3_IPR	0	0,8601	$\Delta(LP3_IPR)$	0	0,0000
LJUROS	8	0,1420	$\Delta(LJUROS)$	7	0,0001
LPIB	12	0,9988	$\Delta(LPIB)$	11	0,0008
LBNDES	11	0,9260	$\Delta(LBNDES)$	10	0,0000

Nota: LAGCO50, LAGCO100 e LAGRALE – logaritmo natural das vendas de tratores AGCO de 50 a 99, de 100 a 199 cv. e dos tratores Agrale até 50 cv., respectivamente.

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

4.6. Cointegração

O conceito de cointegração, muito útil à análise econômica empírica, diz respeito às relações estáveis entre séries não estacionárias. A prática usual de tomar as diferenças das variáveis, em geral, as torna estacionárias. No entanto, algumas características da série são perdidas, como por exemplo o termo constante e as relações de longo prazo. Uma alternativa a esta prática se dá quando as séries possuem uma dinâmica comum ao longo do tempo, não implicando na necessidade de transformação em primeira diferença desde que atendam a algumas condições.

A análise de cointegração é um avanço em relação ao tratamento das variáveis tomadas em diferenças e foi proposta no trabalho de Engle e Granger (1987). De acordo com os autores, ainda que duas ou mais séries sejam integradas de ordem d , se uma combinação linear destas resultar em uma série estacionária, $I(0)$, estas são denominadas cointegradas. Destaca-se o caso em que as séries são $I(1)$ e a combinação linear entre elas é $I(0)$. Sejam α e β duas constantes quaisquer. As seguintes propriedades são válidas:

- Se $x_t \sim I(d) \rightarrow \alpha + \beta x_t \sim I(d)$
- Se $x_t \sim I(d), y_t \sim I(b) \rightarrow \alpha x_t + \beta y_t \sim I(d); \forall b < d$
- Por fim, **em geral**, se $x_t, y_t \sim I(d) \rightarrow \alpha x_t + \beta y_t \sim I(d)$

A definição de cointegração vem justamente da exceção à regra definida pela última propriedade (c), ou seja, quando a combinação linear de duas ou mais séries $I(d), d > 0$, é estacionária, $I(0)$. O ponto-chave desta abordagem é notar que o termo de erro dos modelos lineares de regressão é justamente uma combinação linear das variáveis inseridas no modelo.

Considera-se a seguinte função de demanda, que inclui as variáveis preço relativo e taxa referencial de juros:

$$\ln V_{it} = \beta_{11} \ln(P_i/IPR)_t + \beta_{12} \ln JUROS_t + u_{it} \quad (12)$$

Em que $\ln V_{it}, \ln(P_i/IPR)_t$ e $\ln JUROS_t$ são supostamente $I(1)$ e u_{it} é o termo de erro.

O procedimento consiste em realizar a regressão e testar a estacionariedade da série de resíduos, \hat{u}_{it} . No entanto, como estes são valores estimados, os valores críticos são diferentes daqueles utilizados para dados observáveis e são tabulados em (MACKINNON, 1991), além de estarem disponíveis em diversos softwares estatísticos como o Gretl e o Eviews. Uma vez que esta seja $I(0)$ a análise das séries pode prosseguir, por exemplo, pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

A vantagem da abordagem de cointegração sobre a construção do modelo em diferenças se deve à permanência das relações de longo prazo

entre as séries, além de obter estimadores super-consistentes, que se aproximam mais rapidamente de seu verdadeiro valor se comparado à estimação em diferenças, mesmo na presença de autocorrelação residual (BUENO, 2008).

Os testes de cointegração mais comuns são o teste de Engle e Granger (1987) – que consiste em: 1) a estimação por MQO com as séries $I(1)$ em nível; e 2) a realização do teste de raiz unitária (ADF) sobre a série de resíduos – e o teste de Johansen (1991), que tem a vantagem realizar as estimativas simultaneamente, além de estimar também os coeficientes de curto prazo através do Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM) (BUENO, 2008).

O VECM representa as relações de curto prazo entre as variáveis, além de um termo de ajustamento que indica a velocidade em que os desvios do equilíbrio de longo prazo se dissipam. A metodologia de Johansen é dividida em dois testes (Traço e Máximo Autovalor) que determinam o número de vetores cointegrantes do sistema de equações.

Considerando-se o nível de significância de 5%, os testes do Traço e Máximo Autovalor apontaram para a presença de um único vetor de cointegração em cada caso, com exceção feita ao caso da AGCO na categoria de 50 a 99 cv, em que o teste de Traço aponta para a presença de 2 vetores de cointegração e o teste do Máximo Autovalor sugere apenas 1 vetor. Buscando simplificação e um certo grau de comparação dos coeficientes entre os modelos optou-se por considerar apenas 1 vetor de cointegração também para este caso.

A Tabela 3 resume os resultados desses testes. Em todos os casos foi utilizada uma única defasagem, baseado no mínimo valor para o Critério de Informação de Schwarz, partindo do máximo de 12 defasagens. Foram incluídas *dummies* para o controle sazonal das séries.

A partir da constatação de cointegração entre as séries, foi estimado o VECM pelo procedimento de Johansen (1991), conforme a eq. (13).

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \Lambda \Delta X_{t-1} + \Psi Z_t + v_t \quad (13)$$

Tabela 3. Testes de cointegração de Johansen: traço e máximo autovalor

Categoria	R ≤	Autovalor	Traço	VC - 5%	Prob.**	λ-máx	VC - 5%	Prob.**
Até 49 cv	0	0,2375	46,7551	29,7971	0,0002	33,3453	21,1316	0,0006
	1	0,0951	13,4098	15,4947	0,1006	12,2938	14,2646	0,1001
	2	0,0090	1,1160	3,8415	0,2908	1,1160	3,8415	0,2908
De 50 a 99 cv	0	0,1786	43,0221	29,7971	0,0009	27,9406	21,1316	0,0047
	1	0,0845	15,0815	15,4947	0,0576	12,5436	14,2646	0,0919
	2	0,0177	2,5379	3,8415	0,1111	2,5379	3,8415	0,1111
De 100 a 199 cv	0	0,2065	47,4100	29,7971	0,0002	32,8525	21,1316	0,0007
	1	0,0934	14,5575	15,4947	0,0689	13,9158	14,2646	0,0567
	2	0,0045	0,6416	3,8415	0,4231	0,6416	3,8415	0,4231
Agrale - até 49 cv	0	0,2259	46,7925	29,7971	0,0002	31,4934	21,1316	0,0012
	1	0,1087	15,2990	15,4947	0,0535	14,1586	14,2646	0,0519
	2	0,0092	1,1405	3,8415	0,2856	1,1405	3,8415	0,2856
AGCO - de 50 a 99 cv	0	0,2123	50,4396	29,7971	0,0001	33,8817	21,1316	0,0005
	1	0,0951	16,5579	15,4947	0,0345	14,1954	14,2646	0,0513
	2	0,0165	2,3625	3,8415	0,1243	2,3625	3,8415	0,1243
AGCO - de 100 a 199 cv	0	0,1777	41,1813	29,7971	0,0016	27,7903	21,1316	0,0050
	1	0,0882	13,3910	15,4947	0,1012	13,1070	14,2646	0,0756
	2	0,0020	0,2840	3,8415	0,5941	0,2840	3,8415	0,5941

Nota: Variáveis endógenas: $\ln(V)_t$, $\ln(P/IPR)_t$, $\ln(JUROS)_t$; Variáveis exógenas: $\Delta \ln(BNDES)_t$, $\Delta \ln(PIB)_t$, $D1_t$, $D2_t$, $intP_{it}$, $\Delta \ln(P/IPR)_t$, $\Delta \ln(P/IPR)_t$, SEASON.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

em que X é a matriz de variáveis endógenas, Z é a matriz de variáveis exógenas (controles), que inclui variáveis como o PIB, as *dummies* sazonais, de intervenção e interação, entre outras supracitadas, e v é o vetor de resíduos. A matriz Φ pode ser reescrita e decomposta em uma matriz $\alpha\beta'$, onde α representa os R vetores de ajustamento (termos de correção de erro) e β representa os R vetores de cointegração (BUENO, 2008).

Esta representação é a forma reduzida do sistema de equações, que requer uma matriz de relações contemporâneas que possibilite a identificação do modelo e posterior análise das funções impulso-resposta e decomposição da variância, embora estas estejam fora do escopo desse trabalho. Esta matriz basicamente define o grau de exogeneidade das variáveis. No presente trabalho utilizou-se a decomposição de Cholesky para determinar a matriz de relações contemporâneas, de forma que a matriz X de variáveis endógenas é pré-multiplicada pela matriz B triangular inferior conforme segue.

$$BX = \begin{bmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 \\ \beta_{21} & \beta_{22} & 0 \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln(JUROS) \\ \ln\left(\frac{P}{IPR}\right) \\ \ln(V) \end{bmatrix}$$

5. Resultados

Os resultados do vetor cointegrante (parâmetros de longo prazo) e do VECM (parâmetros de curto prazo) são reportados nas Tabelas 4 e 5, respectivamente.

No segmento de tratores de até 49 cv obteve-se a elasticidade preço de $-0,97$ para a indústria e $-0,82$ para a firma (Agrale) no longo prazo. A demanda pouco elástica é um resultado esperado, dado o menor número de concorrentes neste mercado. O aumento de 1% no preço reduz, respectivamente, as vendas da indústria em 0,97% e da firma em 0,82%. Os coeficientes da variável *Juros* também possuem o sinal esperado (negativo) e apresentaram os valores $-0,18$ e $-0,21$ para indústria e firma, respectivamente.

Na faixa de potência entre 50 e 99 cv., a demanda é mais sensível a preço, apresentando elasticidades de $-2,01$ para a indústria e $-1,72$ para a firma (AGCO). Neste caso, a maior sensibilidade da demanda pode estar relacionada ao maior número de concorrentes diretos no segmento de mercado e, conseqüentemente, à maior possibilidade de escolha por parte do comprador. Os coeficientes dos juros também possuem sinal negativo ($-0,39$ para a indústria e $-0,34$ para a firma) e a demanda apresenta sensibilidade maior às mudanças nos juros nesse segmento se comparada ao caso dos tratores menores.

Por fim, no segmento de tratores entre 100 e 199 cv, as elasticidades-preço da demanda são próximas ao caso anterior, com valores $-2,20$ para a indústria e $-1,90$ para a firma (AGCO), representando demanda elástica aos preços. A variável *Juros* exerce maior influência nesta categoria de tratores ($-0,80$ para a indústria e $-0,49$ para a firma), possivelmente por se tratarem dos bens de maior valor e que, conseqüentemente são mais dependentes de fontes de financiamento.

Tabela 4. Resultados do vetor cointegrante (parâmetros de longo prazo)

	Variáveis	Até 49 cv	De 50 a 99 cv	De 100 a 199 cv	Agrale até 49 cv	AGCO de 50 a 99 cv	AGCO de 100 a 199 cv
C	Coefficiente	-4,46	-7,00	-6,17	-3,84	-6,85	-6,82
	Coefficiente	-0,97	-2,01	-2,20	-0,82	-1,72	-1,90
Preço	Erro padrão	(0,3756)	(0,5467)	(1,0259)	(0,3978)	(0,4270)	(0,6743)
	Estatística <i>t</i>	[2,5864]	[3,6807]	[2,1469]	[2,0506]	[4,0207]	[2,8150]
Juros	Coefficiente	-0,18	-0,39	-0,80	-0,21	-0,34	-0,49
	Erro padrão	(0,0640)	(0,0794)	(0,1551)	(0,0678)	(0,0619)	(0,1001)
	Estatística <i>t</i>	[2,8080]	[4,8785]	[5,1684]	[3,1212]	[5,5749]	[4,9252]

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Tabela 5. Resultados do VECM (parâmetros de curto prazo)

Variáveis	Até 49 cv	De 50 a 99 cv	De 100 a 199 cv	Agrale até 49 cv	AGCO de 50 a 99 cv	AGCO de 100 a 199 cv
EC	-0,3269*** (0,0711) [-4,5977]	-0,1211*** (0,0435) [-2,7836]	-0,0900*** (0,0250) [-3,5940]	-0,4334*** (0,0979) [-4,4277]	-0,1948*** (0,0506) [-3,8459]	-0,1071*** (0,0354) [-3,0264]
D(LVi(-1))	-0,0117 (0,0913) [-0,1276]	-0,2694*** (0,0800) [-3,3693]	-0,1363 (0,0850) [-1,6039]	-0,1751* (0,0964) [-1,8154]	-0,2710*** (0,0838) [-3,2339]	-0,2760*** (0,0807) [-3,4199]
D(LPj/IPR(-1))	0,2142 (0,3551) [0,6033]	-0,2035 (0,4241) [-0,4799]	0,7381* (0,3965) [1,8616]	-0,1413 (0,4882) [-0,2894]	0,8742** (0,4345) [2,0120]	0,4843 (0,3362) [1,4405]
D(LJUROS(-1))	0,0178 (0,0235) [0,7584]	0,0112 (0,0185) [0,6045]	0,0475** (0,0217) [2,1865]	0,0333 (0,0335) [0,9946]	0,0416** (0,0190) [2,1902]	0,0324* (0,0183) [1,7651]
C	-0,5063 (0,4327) [-1,1701]	1,3961*** (0,3550) [3,9326]	0,6448 (0,4192) [1,5380]	-0,2377 (0,6107) [-0,3892]	-0,0636 (0,0539) [-1,1806]	1,0794*** (0,3546) [3,0445]
D(LPjB)	2,1895** (1,0157) [2,1556]	1,0315 (0,6635) [1,555]	0,6754 (0,7908) [0,8541]	1,3580 (1,4355) [0,9461]	0,2313 (0,6616) [0,3496]	0,9743 (0,6738) [1,4459]
D(LBNDES)	-0,2257 (0,1748) [-1,2910]	0,6046*** (0,1426) [4,2389]	0,3585** (0,1707) [2,1010]	-0,0711 (0,2466) [-0,2881]	0,0896*** (0,0342) [2,6243]	0,5149*** (0,1430) [3,6010]
D1	0,1768*** (0,0575) [3,0751]	0,0446 (0,0296) [1,51005]	-0,0387 (0,0360) [-1,07673]	0,1461** (0,0691) [2,11303]	0,1333*** (0,0442) [3,01633]	0,0678* (0,0345) [1,96297]
D2	-0,2201*** (0,0654) [-3,3673]	-0,0779* (0,0400) [-1,9509]	-0,2090*** (0,0697) [-2,9984]	-0,2536*** (0,0864) [-2,9353]	-0,1406*** (0,0469) [-2,9985]	-0,1644*** (0,0529) [-3,1108]
D1*(D(LPj/IPR))	-0,8219 (0,8065) [-1,0190]	-0,6669 (0,8127) [-0,8206]	-0,1354 (0,7135) [-0,1898]	-0,9909 (1,1212) [-0,8838]	0,8245 (0,8072) [1,0214]	-0,4431 (0,5897) [-0,7514]
D(LPj/IPR)	3,2555*** (1,3050) [2,4947]	-0,4058 (0,3703) [-1,0960]	-0,6916 (0,4581) [-1,5098]	1,5477 (1,8332) [0,8443]	-0,6512* (0,3548) [-1,8351]	-0,5873 (0,3848) [-1,5264]
D(LPk/IPR)	-1,0884 (0,9835) [-1,1066]	0,6177 (0,5347) [1,1552]	0,8389 (0,8272) [1,0141]	-0,0646 (1,3849) [-0,0467]	-0,1616 (0,5525) [-0,2926]	1,0600 (0,6790) [1,5611]
R ²	0,5344	0,6447	0,6286	0,4735	0,6524	0,6639
R ² – ajustado	0,4320	0,5791	0,5600	0,3577	0,5916	0,6017
Estatística – F	5,2181	9,8164	9,1557	4,0886	10,7255	10,6831

* Significativo ao nível de 10%; ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1%; (Erro padrão); [Estatística-t].

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Todos os coeficientes são significativos ao nível de 1% e apresentam sinais conforme o esperado. Além disso, as elasticidades-preço são próximas àquelas estimadas por Griliches (1960), Baricelo e Bacha (2013) e Silva (2015) e os valores sistematizados por Kudrle (1975).

As elasticidades-preço da demanda de curto prazo não são, em geral, estatisticamente significativas. Este resultado está dentro do esperado, pois normalmente as montadoras fixam os preços no lançamento dos tratores de acordo com o ano/modelo e este preço se mantém relativamente constante durante a vigência deste ano/modelo, não criando um vínculo forte de curto prazo entre preço e quantidade vendida.

O coeficiente do PIB se mostrou significativo apenas para o segmento de até 49 cv (indústria), com elasticidade de curto prazo próxima a 2,2. Os desembolsos do sistema BNDES, por sua vez, apresentaram sinais positivos e significativos nas categorias de 50 a 99 cv e de 100 a 199 cv. Já as *dummies* de interação com os preços, variáveis centrais neste trabalho, não foram significativas, demonstrando que a elasticidade preço da demanda não se modificou após o ato de concentração. A *dummy* que representa a crise econômica de 2008-09 mostrou-se significativa e com o sinal negativo em todos os casos. Por tratar-se de um modelo log-linear, a interpretação da *dummy* não é direta, tornando-se necessário tomar o antilogaritmo do coeficiente e subtrair a unidade para analisá-lo, chegando a uma queda de vendas no intervalo de -7% a -22,4% após 2008.

Os termos de correção de erros indicam velocidade de ajustamento que diminui conforme aumenta a potência dos tratores, indicando que o mercado de tratores de pequeno porte se ajusta mais rapidamente aos desvios de curto prazo. Por fim, pode-se constatar a baixa substituição/complementaridade entre tratores de categorias diferentes⁶, que apresentou coeficiente significativo a 5% apenas para a indústria na faixa até 49 cv considerando tratores substitutos/complementa-

res os de 50 a 99 cv. O sinal positivo indica que são bens substitutos.

As Tabelas 6 e 7 ilustram as mudanças no indicador de poder de mercado para as firmas dominantes e para a indústria, respectivamente, antes e após a aquisição da Valtra pela AGCO.

As duas abordagens utilizadas apontam para valores elevados do índice de Lerner, principalmente para o segmento de tratores de menor porte. O índice de Lerner da firma dominante no segmento de tratores de menor porte (Agrale) reduziu-se em 0,5 ponto percentual (p.p.), devido à perda de participação da empresa nas vendas; ainda assim, o índice atingiu valores elevados. O índice de Lerner da indústria nesta faixa de potência apresentou comportamento idêntico.

Com relação à AGCO, o principal aumento de poder de mercado ocorreu no segmento de 100 a 199 cv, no qual a empresa aumentou o índice em 16 p.p.. Vale ressaltar que, inicialmente, este índice era baixo (0,08), embora o índice médio da indústria já fosse elevado (passou de 0,12 para 0,20), adequando-se bem à realidade da empresa, que só passou a liderar esse segmento de mercado após a aquisição da Valtra. No segmento de 50 a 99 cv, a empresa também ampliou seu poder de mercado, passando de 0,18 para 0,26. O intervalo de valores assumidos pelo índice de Lerner, tanto da firma dominante quanto a média da indústria, é bastante próximo ao encontrado para a indústria automobilística [0,1 e 0,34] (BRESNAHAN, 1981), as máquinas elétricas (APPELBAUM, 1982) e ferrovias (PORTER, 1983; ELLISON, 1994 *apud* CHURCH e WARE, 2000).

Embora o índice de Lerner tenha aumentado nas categorias de 50 a 99 cv e de 100 a 199 cv, a concentração de mercado não teve impactos na elasticidade-preço da demanda. Os resultados apontam que os valores estimados tenham permanecido constantes após a concentração de mercado para os três segmentos de mercado estudados. A variação do poder de mercado deu-se, portanto, através da variação da parcela de cada empresa e o consequente aumento do HHI.

6. Resultado semelhante ao encontrado por Bragagnolo, Pitelli e Moraes (2010).

Tabela 6. Índices de Lerner das firmas dominantes*

Firmas	Agrale - até 49 cv		AGCO - de 50 a 99 cv		AGCO - de 100 a 199 cv	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
s^D	0,64	0,61	0,45	0,61	0,23	0,60
s^f	0,36	0,39	0,55	0,39	0,77	0,40
ε_s^f	1,50	1,50	1,50	1,50	1,50	1,50
E	-0,82	-0,82	-1,72	-1,72	-1,90	-1,90
Lerner	0,48	0,43	0,18	0,26	0,08	0,24

* Lembrando que foi adotado o valor 1,5 para a elasticidade-preço da oferta da franja por este aproximar os índices da firma com os da indústria.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 7. Índices de Lerner da indústria

Indústrias	Até 49 cv		De 50 a 99 cv		De 100 a 199 cv	
	Antes	Depois	Antes	Depois	Antes	Depois
HHI	0,46	0,40	0,32	0,45	0,27	0,45
E	-0,97	-0,97	-2,01	-2,01	-2,20	-2,20
Lerner	0,48	0,43	0,16	0,22	0,12	0,20

Fonte: Resultados da pesquisa.

6. Considerações finais

Pode-se caracterizar o segmento de tratores agrícolas brasileiro como uma estrutura de poucas e grandes empresas que, em grande parte, atuam em nível global. A presença de economias de escala, nível elevado de investimentos e extensas redes de distribuição e assistência técnica são componentes importantes para a atuação no mercado e funcionam como barreiras à entrada de novos concorrentes, assim como as tarifas de importação.

Os resultados aqui encontrados permitem caracterizar a indústria brasileira de tratores agrícolas como um oligopólio concentrado, com expressivo nível de poder de mercado, seja no segmento de tratores de pequeno porte, seja nas faixas de maior potência.

A incorporação da Valtra ao grupo AGCO teve impactos expressivos na elevação do índice de Lerner, embora se apontasse para a inexistência de melhores soluções senão a aprovação por parte das autoridades de defesa da concorrência (SEAE, 2004).

As estimativas encontradas permitem também destacar o efeito de outras variáveis sobre a demanda de tratores. O crédito, embora tenha

um efeito estatisticamente significativo na faixa de maior potência, apresentou coeficiente baixo, além de não ser significativo para os tratores menores. Este fato abre caminho para pesquisa futura sobre a adequação das linhas de crédito para investimento aos diferentes perfis de agricultura existentes no Brasil, uma vez que a literatura e as próprias empresas, que possuem divisões específicas para oferta de crédito, reconhecem a importância desta variável na demanda por máquinas agrícolas. Destaque deve ser dado ao pequeno produtor rural, que possui poucas condições favoráveis de crédito para aquisição de máquinas adequadas à sua escala produtiva, uma vez que as empresas que possuem linhas de crédito para a aquisição de seus produtos são, em geral, aquelas com atuação quase exclusiva nas faixas de maior potência.

A demanda está negativamente relacionada aos juros em todos os casos e a intensidade desta relação aumenta conforme elevam-se as faixas de potência, indicando que o mercado de tratores de grande porte é mais sensível a juros que o de tratores de pequeno porte.

O Brasil é um país onde a agricultura tem papel relevante e, por isso, representa um impor-

tante mercado efetivo e potencial para a indústria de máquinas agrícolas. Para que ambos os segmentos possam se desenvolver, complementando um ao outro, são necessárias políticas que adequem as condições de oferta aos diferentes perfis de demanda existentes no País. Tais medidas incluem a elaboração e/ou aperfeiçoamento de programas de crédito, como o Moderfrota e Pró-Trator, e o estímulo ao desenvolvimento tecnológico voltado às necessidades da agricultura brasileira, por meio de maior interação entre fabricantes, universidades e centros de pesquisa.

No que diz respeito à concentração de mercado, as políticas devem voltar-se para o estímulo à entrada de novos concorrentes tanto no segmento de menor potência, no qual existem empresas importantes em outros países, como a Mahindra & Mahindra, Landini, Argo Tractors, entre outras, e apenas a Agrale com participação expressiva no mercado brasileiro, quanto nos segmentos de tratores mais potentes. Neste segmento existem também outros fabricantes como a Class, a Same Deutz Fahr, e a Kuhn, por exemplo. Tal medida proporcionaria maior concorrência neste mercado, que atualmente é partilhado entre poucas empresas, e funcionaria como um limitante do poder de mercado, beneficiando os produtores rurais e estimulando a mecanização agrícola.

7. Referências

- ALVES, D. C. O. e BUENO, R. L. S. Short-run, long-run and cross elasticities of gasoline demand in Brazil. *Energy Economics*, Elsevier, 2003. Disponível em: <linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0140988302001081>. Acesso em: 2 mar. 2016.
- ANFAVEA. *Anuário da indústria automobilística brasileira*, 2005 a 2014. Disponível em: <http://www.anfavea.com.br/anuario.html>. Acesso em: 3 set. 2014.
- _____. *Anuário da indústria automobilística brasileira*, 2009. Disponível em: <http://www.anfavea.com.br/anuario.html>. Acesso em: 3 set. 2014.
- _____. *Anuário da indústria automobilística brasileira*, 2012. Disponível em: <http://www.anfavea.com.br/anuario.html>. Acesso em: 3 set. 2014.
- _____. *Base de dados estatísticos*. Disponível em: <http://www.anfavea.com.br/tabelas.html>. Acesso em: 5 nov. 2013.
- ANUÁRIO DO INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA – 2005. *Estimativa de custo de operação de máquinas e implementos agrícolas*. São Paulo, v. 17, n. 1, p. 57, 2006.
- ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CRÉDITO RURAL – 1999 a 2010. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/?id=RELRURAL&ano=1999>. Acesso em: 3 nov. 2013.
- APPELBAUM, E. The estimation of degree of oligopoly power. *Journal of Econometrics*, Lausanne, v. 19, p. 287-299, 1982.
- BAIN, J. S. *Barriers to New Competition*. Cambridge: Harvard University Press, 1956.
- _____. *Industrial organization*. 2. ed. New York: John Wiley & Sons, 1968.
- BARICELO, L. G. e BACHA, C. J. C. Oferta e demanda de máquinas agrícolas no Brasil. *Revista de política agrícola*, Brasília, v. 22, 2013, p. 67-83.
- BAUMOL, W. J., PANZAR, J. C. e WILLIG, R. D. Contestable Markets: an Uprising in the Theory of Industry Structure. *The American Economic Review*, Pittsburgh, v. 73, n. 3, p. 491-496, 1983.
- BCB – Banco Central do Brasil. *Sistema gerenciador de séries temporais: banco de dados do Banco Central*. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTel aLocalizarSeries>. Acesso em: 13 nov. 2013.
- BRAGAGNOLO, C., PITELLI, M. M. e MORAES, M. A. F. D. Concentração e poder de mercado na indústria brasileira de tratores. *Revista de Economia e Administração*, São Paulo, p. 425-455, out./dez. 2010.
- BRESNAHAN, T. F. The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letters*, v. 19, 1982, p. 87-92.
- _____. Empirical Studies of Industries with Market Power. In: SCHMALENSEE, R. e WILLIG, R. (Ed.). *Handbook of Industrial Organization*. Amsterdã, 1989, p. 1011-1057.
- BUENO, R. D. L. D. S. *Econometria de Séries Temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CHURCH, J. e WARE, R. *Industrial organization: a Strategic Approach*. Irwin: McGraw-Hill, 2000.
- DASKIN, A. J. Deadweight Loss in Oligopoly: a New Approach. *Southern Economic Journal*, v. 58, n. 1, jul. 1991, p. 171-185.

- DAVIS, G. W., BAILEY, D. V. e CHUDOBA, K. M. Defining and meeting the demand for agricultural machinery in China: a case study of John Deere. *International Food and Agribusiness Management Review*, College Station, v. 13, n. 3, 2010, p. 97-120.
- DEATON, A. e MUELLBAUER, J. An Almost Ideal Demand System. *American Economic Review*, v. 70, n. 3, 1980a, p. 312-326.
- ELLISON, G. Theories of cartel stability and the Joint Executive Committee. *RAND Journal of Economics*, v. 25, 1994, p. 37-57.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. 4. ed. New York: John Wiley & Sons, 2015.
- ENGLE, R. F. e GRANGER, C. W. J. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, Oxford, v. 55, p. 521-276, mar. 1987.
- FONTENELE, A. M. De Mason e seus estudos de casos à firma jogando em um contexto estratégico: uma história do progresso nas teorias da organização industrial. *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 21, n. 2, 2000, p. 32-57.
- GARCÍA, G. M. C. La industria argentina de maquinaria agrícola. *Revista de la CEPAL*, Santiago do Chile, n. 96, dic. 2008, p. 221-237.
- GRILICHES, Z. The Demand for a Durable Input: U.S. Farm Tractors 1929-1957. In: HARBER, A. C. (Ed.). *The Demand for Durable Goods*. Chicago: University of Chicago Press, 1960, p. 181- 207.
- IEA – Instituto de Economia Agrícola. *Banco de dados*. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/bancodedados.html>>. Acesso em: 8 maio 2013.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, Oxford, v. 59, p. 1551-1580, nov. 1991.
- KUDRLE, R. T. *Agricultural tractors: a World Industry Study*. Cambridge: Ballinger Publishing Company, 1975.
- LABINI, P. S. *Oligopólio e progresso técnico*. São Paulo: Abril, 1984.
- LIM, K. et al. Short-Run and Long-Run Elasticities of Diesel Demand in Korea. *Energy Economics*, Elsevier, 2012. Disponível em: <<http://www.mdpi.com/1996-1073/5/12/5055/htm>>. Acesso em: 1 mar. 2016.
- MACKINNON, J. G. Critical Values for Cointegration Tests. In: ENGLE, R. F. e GRANGER, C. W. J. *Long-Run Economic Relationships: readings in cointegration*. New York: Oxford University Press, 1991, p. 267-276.
- MASON, E. S. Price Production Policies of Large-Scale Enterprise. *American Economic Review*, v. 29, n. 1, p. 64-71, mar. 1939.
- MORETTIN, P. A. *Econometria financeira: um curso de séries temporais financeiras*. 2. ed. São Paulo: Blucher, 2011.
- MORTATTI, C. M., MIRANDA, S. H. G. e BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil-China de commodities e produtos industriais: uma aplicação VECM. *Economia Aplicada*, v. 15, n. 2, p. 311-335, 2011.
- PALA, A. Structural Breaks, Cointegration and Causality by VECM Analysis of Crude Oil and Food Price. *International Journal of Energy Economics and Policy*, v. 3, n. 3, p. 238-246, 2013.
- PORTER, R. A Study of Cartel Stability: the Joint Executive Committee, 1880-1886. *Bell Journal of Economics*, v. 14, p. 301-314, 1983.
- POSSAS, M. L. *Estruturas de Mercado em Oligopólio*. São Paulo: HUCITEC, 1985.
- SEAE – Secretaria de Acompanhamento Econômico. *Ato de concentração nº 08012.007603/2003-66*. Rio de Janeiro, 2004.
- SILVA, R. P. A *indústria de máquinas agrícolas: formação de um oligopólio, internacionalização e poder de mercado*, Piracicaba, 2015, p. 114. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-22042015-151830/pt-br.php>>. Acesso em: 15 abr. 2015.
- STEINDL, J. *Pequeno e grande capital: problemas econômicos do tamanho das empresas*. São Paulo: Hucitec, 1990.
- STONE, J. R. N. Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: an Application to the Pattern of British Demand. *The Economic Journal*, v. 64, n. 255, 1954, p. 511-527.
- TIROLE, J. *The Theory of Industrial Organization*. Cambridge: MIT Press, 1988.
- VIAN, C. E. D. F. Dinâmica dos investimentos no subsetor de máquinas agrícolas. In: SABBATINI, R. *Perspectivas do investimento no Brasil*. Campinas: Unicamp, 2009, p. 111-133.
- _____. et al. Origens, evolução e tendências da indústria de máquinas agrícolas. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 51, n. 4, p. 719-744, out./dez. 2013.
- WALLEY, K., CUNSTANCE, P. e TAYLOR, S. The importance of brand in the industrial purchase decision: a case study of UK tractor market. *Journal of Business & Industrial Marketing*, Bradford, v. 22, jun. 2007, p. 383-393.

