

**ANÁLISE DA CONCENTRAÇÃO E PODER DE MERCADO NA INDÚSTRIA  
BRASILEIRA DE TRATORES AGRÍCOLAS**

**ANALYSIS OF CONCENTRATION AND MARKET POWER IN BRAZILIAN  
INDUSTRY OF AGRICULTURAL TRACTORS**

**Autor(es):** 1 – Rodrigo Peixoto da Silva; 2 – Carlos Eduardo de Freitas Vian

**Filiação:** 1 – ESALQ/USP; 2 – ESALQ/USP

**E-mail:** 1 – [rodrigo.peixoto@hotmail.com](mailto:rodrigo.peixoto@hotmail.com); 2 – [cefvia@usp.br](mailto:cefvia@usp.br)

**Grupo de Pesquisa:** Grupo 1 – Comercialização, Mercados e Preços

**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 e renda. 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-chave:** 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 major companies in the local market, on the market power index (Lerner index). For 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. It was used for this purpose the methodology of analysis of Cointegration with a Vector Error Correction Model (VECM). The results indicate that the concentration was not reflected in significant changes in price and income 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

**1. Introdução**

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 do mercado em diversos países, como na Argentina, (GARCÍA, 2008), na China (DAVIS, BAILEY e CHUDоба, 2010) e no Brasil, onde o mercado tornou-se ainda mais concentrado depois que a AGCO adquiriu a divisão de tratores agrícolas do grupo finlandês Kone, representado pela marca de tratores Valtra no mercado nacional. Esta aquisição uniu as duas empresas com as maiores parcelas de mercado no segmento de tratores de 50 a 200cv, em termos de unidades vendidas. Considerando o período de Janeiro de 1999 a Setembro de 2003, AGCO e Valtra eram responsáveis por 45,3% e 23,3% das vendas de tratores de 50 a 100cv e 23% e 27% no segmento acima de 100cv, respectivamente. Apenas no segmento abaixo de 50cv as empresas não possuíam participação expressiva. Neste segmento a brasileira Agrale lidera com pouco mais de 60% do total de unidades vendidas, embora os tratores de pequeno porte representem, em média, apenas 3% do total. Considerando o período de Outubro de 2003 a Dezembro de 2010, posterior à celebração do Contrato Principal de Compra de Ativos e Negócios entre Valtra e AGCO, esta última ampliou sua parcela no segmento de 50 a 100cv para 60,9% e para 60% no segmento de tratores acima de 100cv. Considerando-se o agregado de 50 a 200cv a AGCO passou de 35% para 60% após a fusão. O segmento de pequeno porte manteve-se relativamente estável; a Agrale, que representava 64,5% do mercado, passou para 60,8%.

O mercado de máquinas agrícolas é caracterizado pela presença de economias de escala, de escopo, necessidades de altos investimentos para a construção de nova capacidade, amplas redes de distribuição e assistência técnica (VIAN *et al.*, 2013), além do grande montante necessário para se estabelecer uma boa relação de longo prazo com o consumidor, seja por meio de uma marca comercial de boa reputação (WALLEY *et al.*, 2007), seja por meio de investimentos em P&D para obter um diferencial de qualidade ou desempenho de suas máquinas. Todos esses fatores constituem barreiras à entrada de potenciais concorrentes e tais barreiras são condições necessárias para a existência e o exercício do poder de mercado<sup>1</sup>. Além disso, o Brasil apresenta grande potencial para o crescimento desta indústria, tendo em vista as condições que a agricultura brasileira necessita para manter-se e tornar-se mais competitiva e a tendência da consolidação de estruturas de produção da indústria de máquinas agrícolas nos países em desenvolvimento (VIAN, 2009).

A Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE, 2004), no entanto, deu parecer favorável à aquisição, baseada em duas principais justificativas: 1) os estudos apresentados pelas empresas concorrentes visando restringir ou vetar a aquisição demonstravam a possibilidade de um aumento de preços pouco expressivo após a concentração 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, já havia abandonado o segmento de tratores agrícolas em diversos países. Além disso, dificilmente uma empresa que ainda não atuasse no mercado brasileiro compraria a planta da Valtra, em Mogi das Cruzes, devido à mão de obra relativamente cara da região e por se tratar de uma planta construída nos moldes da década de 1960 sem ter passado por modernizações significativas desde então. A aquisição foi aprovada meses depois pelo Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE).

---

<sup>1</sup> Capacidade de uma empresa manter seus preços acima dos custos marginais por um período considerável, incorrendo em lucro econômico superior a zero

Neste sentido, esse trabalho busca analisar a evolução da estrutura do mercado brasileiro de tratores agrícolas e mensurar as mudanças no índice de Lerner, seja por meio do aumento das parcelas de mercado das empresas, seja por meio de uma quebra na elasticidade preço da demanda. O trabalho está dividido da seguinte forma a partir desta introdução: a seção 2 destaca o processo de concentração do mercado brasileiro de tratores agrícolas, destacando suas principais características e as barreiras à entrada existentes; a seção 3 consiste nas metodologias adotadas para a estimação da elasticidade preço da demanda e para o cálculo do índice de Lerner, indicador de poder de mercado, além da base de dados utilizada; a seção 4 demonstra os resultados, discutindo-os e, por fim, a seção 5 traz as considerações finais.

## **2. O PROCESSO DE CONCENTRAÇÃO NO BRASIL**

Alinhado com a dinâmica global de expansão internacional e concentração da produção no mercado de tratores agrícolas, o mercado brasileiro passou também por um processo de concentração entre 1990 e 2012, que reduziu o número de concorrentes. Neste período, por exemplo, a Companhia Brasileira de Tratores (CBT) encerrou suas atividades, a KUHN incorporou a Montana Indústria de Máquinas e a AGCO adquiriu a divisão de tratores agrícolas da Caterpillar. Pode-se considerar que entre 1994 e 1996 existiam quatro principais empresas responsáveis pela oferta de tratores agrícolas no Brasil: a AGCO, que adquiriu os holdings mundiais da Massey Ferguson (a Massey já atuava no Brasil por meio da Iochpe Maxion); a Case New Holland, incorporada ao grupo Fiat entre 1991 e 1994, a Valtra e a Agrale, empresa de capital nacional do grupo Francisco Stedile, que possui uma parceria com a Yanmar na fabricação de tratores e motores agrícolas. 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, embora sua atuação no mercado brasileiro neste segmento seja pouco expressiva.

Entre 1996 e 1999 a John Deere ampliou sua atuação no mercado brasileiro como um importante concorrente através da aquisição total da SLC, empresa da qual tinha participação acionária desde 1979. No período de 1997 a 2003 a empresa foi responsável por uma média de 12% do total de vendas internas e do total produzido (ANFAVEA, 2013).

A principal mudança na estrutura de mercado deu-se, no entanto, em 2004, com a aquisição da Valtra, pela norte americana AGCO. Isso por que essas eram as duas empresas com as maiores parcelas de mercado no Brasil. A Valtra foi a primeira fabricante de tratores a se instalar no Brasil, em 1957, à época denominada Valmet. A AGCO entrou no Brasil incorporando a tradicional fabricante de tratores Massey Ferguson.

As Figuras 4.1 e 4.2 ilustram a evolução das parcelas de mercado das principais empresas no Brasil, além da Razão de Concentração das quatro maiores empresas (CR<sub>4</sub>).

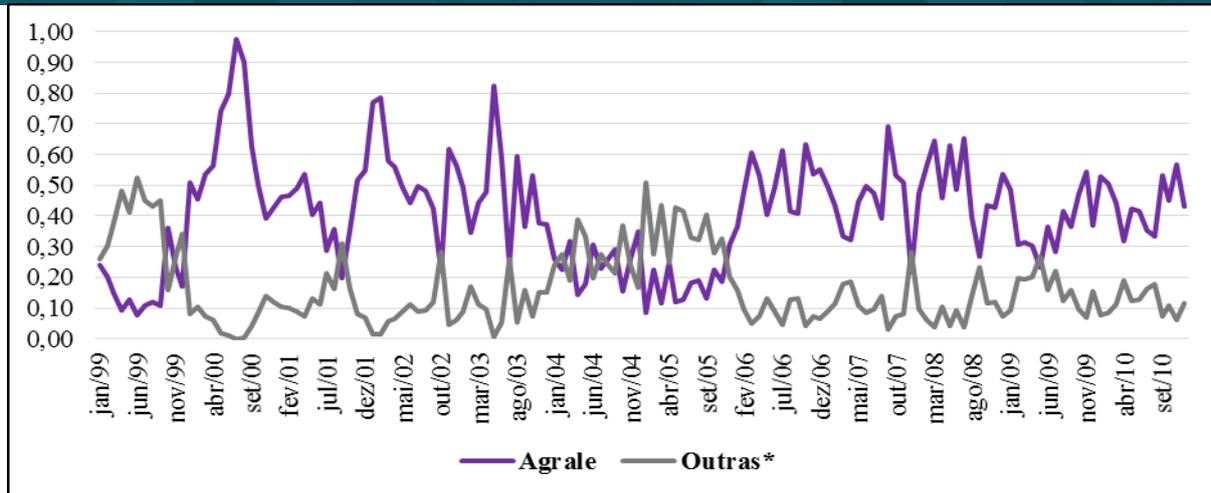


Figura 1.1. Market share – tratores até 50cv (% das unidades) vendidas – 01/1999 a 12/2010

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da ANFAVEA

Nota: \* LS Tractor, Budny, Mahindra & Mahindra, Yanmar, Montana e Ursus.

Pode-se notar a predominância da Agrale como principal empresa no mercado de tratores de pequeno porte, tendo em vista que ela manteve-se, em grande parte do tempo, com parcela de mercado superior à soma de todas as demais empresas, embora este segmento de mercado seja ainda pouco representativo no Brasil. Com exceção da Agrale, as demais empresas que atuam neste segmento possuem poucos modelos de tratores abaixo de 50cv. Além disso, a tendência de aumento da potência média dos tratores utilizados na agricultura brasileira estimula os principais fabricantes a direcionarem suas atividades para as maiores faixas de potência.

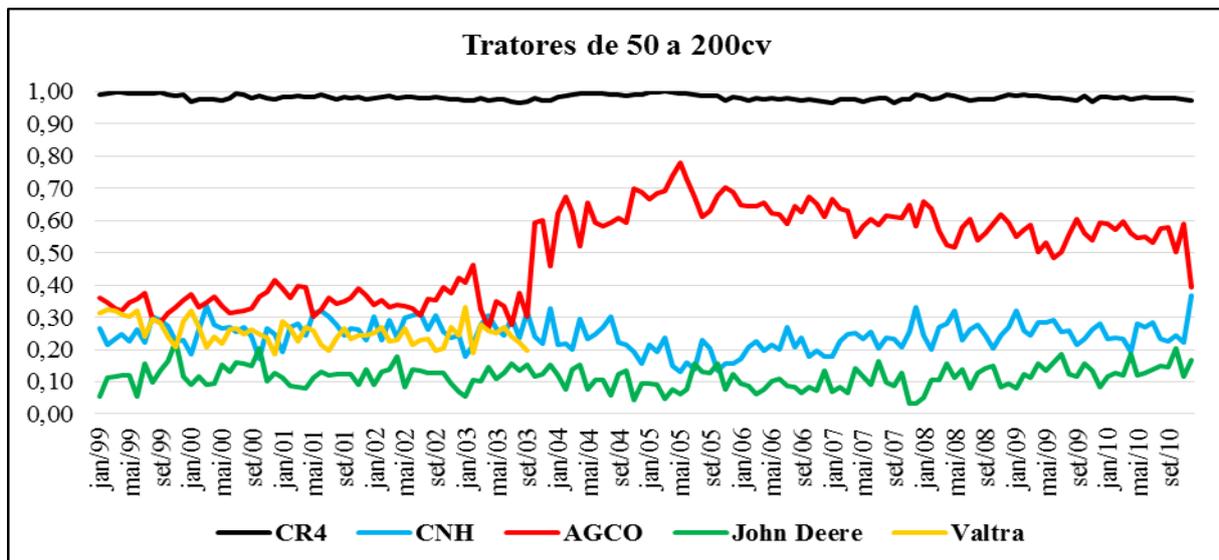


Figura 4.2. Tratores de 50 a 200cv – razão de concentração e market share (% das unidades vendidas) – 01/1999 a 12/2010

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da ANFAVEA

Na faixa de potência de 50 a 200cv, pode-se notar a liderança da AGCO após a incorporação da Valtra. A empresa ampliou seu market share médio após a fusão, passando de

35% para 60% do total. A Case IH e a New Holland, empresas do mesmo grupo, ficam em segundo lugar, embora até 2010 as vendas no segmento de tratores de 50 a 100cv tenham sido praticamente exclusividade da New Holland. A Case IH comercializa no mercado nacional alguns modelos do Farmall entre 60 e 100cv, mas tem sua produção direcionada para os tratores de maior potência. A Agrale não foi incluída no gráfico por representar menos de 3% de participação no período analisado. O mesmo ocorre para outras empresas, que juntas atingem cerca de 10% do total de vendas. A John Deere manteve-se com cerca de 12%.

Pode-se considerar o Brasil como um ponto estratégico para a instalação de novas unidades fabris e centros de pesquisa e desenvolvimento dessas empresas. A expansão da fronteira agrícola brasileira e a produção agrícola dos países vizinhos evidenciam um mercado potencial para as empresas que aqui se instalam. 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. Essas características atribuem ao Mercosul grande importância como mercado potencial e refletem-se em economias de escala, contribuindo para a formação de uma estrutura de poucas e grandes empresas capazes de atender mercados bastante amplos. Uma vez instaladas no Brasil, estas empresas eliminam, ao menos parcialmente, os custos alfandegários dentro do bloco, além de ficarem a uma distância relativamente pequena de todo o mercado sul-americano.

## 2.1 Barreiras à entrada

A Organização Industrial é um ramo da economia que estuda os mercados que se distanciam da situação de concorrência perfeita. Estes mercados possuem diversas peculiaridades relacionadas à forma como as empresas adotam as estratégias competitivas. A condição de maximização de lucros das firmas passa a incorporar, além das preferências do consumidor, a reação dos concorrentes na determinação dos níveis de preços. Uma vez que poucas firmas são responsáveis por grandes parcelas de mercado, suas estratégias de produção influenciam os preços, possibilitando a busca por lucros extraordinários, que não seriam possíveis na situação competitiva. Este 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 manter um nível relativamente alto de preços sem atrair novos concorrentes, devem prevalecer algumas das condições referentes às barreiras à entrada. A definição recorrente de barreiras à entrada foi dada por Bain (1956), conforme segue:

“[...] vantagens dos vendedores estabelecidos em uma indústria sobre potenciais entrantes, vantagens estas que se refletem no grau em que os vendedores estabelecidos podem, persistentemente, elevar seus preços acima de um nível competitivo, sem atrair a entrada de novas empresas na indústria.” (BAIN, 1956)

Pode-se caracterizar a entrada de novos concorrentes no mercado 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. Esta definição exclui a expansão de capacidade produtiva das firmas já estabelecidas e a aquisição de capacidade produtiva já existente por empresas ou marcas que, até então, não existiam ou não atuavam neste segmento (transferência de ativos).

Ainda de acordo com Bain (1956), para que a entrada de novos concorrentes seja crível é necessário que: a) as firmas estabelecidas não disponham de nenhuma vantagem na aquisição de quaisquer fatores de produção, incluindo fundos de investimento (maior poder aquisitivo e disponibilidade de crédito, por exemplo); b) que a entrada de uma firma adicional não tenha efeitos significativos no preço de quaisquer fatores produtivos e; c) que as firmas estabelecidas não tenham acesso preferencial às tecnologias mais eficientes. Partindo destas condições para a livre entrada, Bain chega a três fatores recorrentes que dificultam a entrada de novos concorrentes no mercado: 1) vantagens absolutas de custos das firmas estabelecidas, que podem ser provenientes de acesso privilegiado a tecnologias mais eficientes; 2) vantagens de diferenciação de produtos das firmas estabelecidas, que podem proporcionar maior domínio sobre seus clientes devido a algum atributo específico do produto; e 3) significativas economias de escala, que determinam padrões e níveis de operação para as firmas que atuam ou desejam atuar no mercado.

No mercado brasileiro, em consonância com o resto do mundo, estão presentes as economias de escala. Existe também uma forte influência da marca comercial na decisão de compra dos agricultores, destacada pela decisão das empresas de mantê-las em seus portfólios após os processos de fusão. Embora algumas linhas de tratores, colheitadeiras e pulverizadores de marcas distintas de um mesmo grupo sejam produzidas nas mesmas unidades fabris, as revendas atuam de forma separada, representando uma marca comercial exclusiva e evidenciando a estratégia de concorrência extra preço das empresas<sup>2</sup>.

Bain (1956) ressalta ainda que as circunstâncias típicas que dão origem às vantagens de diferenciação de produto para as firmas estabelecidas estão relacionadas às preferências cumulativas dos clientes pelas marcas e reputação das firmas, o controle de desenhos e projetos superiores, adquirido através de patentes e o controle de melhores canais de distribuição. Estes aspectos parecem aderir bem ao caso do mercado de máquinas agrícolas, uma vez que são bens duráveis, com vida útil média de 10 anos, segundo IEA (2005), e que tem os serviços de assistência técnica e de vendas de peças de reposição implícitos na venda do produto principal. Desta forma, ao adquirir uma máquina agrícola, o consumidor leva em consideração fatores de concorrência extra preço, como a rede de assistência técnica e os canais de distribuição de peças de reposição e acessórios que são oferecidos pelas empresas. Isto garante à empresa a fidelização do cliente à marca que mantém um bom histórico nestes aspectos.

Uma importante barreira à entrada são os gastos com promoção de vendas e propaganda representam. Isto por que podem dar à firma estabelecida uma imagem positiva que dificilmente será conquistada pelos potenciais entrantes no curto prazo e podem representar considerável montante de investimentos aplicados sob um cenário de incerteza, além de caracterizarem-se como custos irrecuperáveis (*sunk costs*).

“(…) quanto maiores são os gastos de vendas ‘com a implantação’, tanto maior poderá ser a faixa de mercado conquistada; mas, obviamente, as relações entre esses gastos e a fatia de mercado conquistada não são de fato relações simples, e seria absurdo querer representá-las por meio de curvas.” (LABINI, 1984)

---

<sup>2</sup> As colhedoras de cana e os pulverizadores auto propélidos da Case IH e da New Holland, ambas empresas do grupo CNH, são fabricados na mesma unidade, porém são vendidos em revendas separadas. As revendas do grupo AGCO são também especializadas nas linhas Massey Ferguson, Valtra e demais marcas da companhia.

São esses elementos que caracterizam o oligopólio diferenciado: “o elemento principal é dado pelas preferências de certos consumidores para com os produtos de determinadas empresas, produtos que são ou parecem para eles diferentes dos de outras empresas” (LABINI, 1984). As barreiras relacionadas à escala operam contra potenciais entrantes. Já as barreiras relacionadas à diferenciação de produtos operam tanto dentro quanto fora do grupo das firmas atuantes, acirrando a concorrência entre as empresas já estabelecidas e inviabilizando a entrada de novos concorrentes. As marcas comerciais, portanto, ao mesmo tempo em que passam maior credibilidade aos consumidores, representam investimentos incertos aos potenciais concorrentes, dificultando-lhes a entrada e proporcionando maior poder de mercado às firmas estabelecidas.

As importações poderiam representar uma forma de contestar o mercado nacional. No entanto, as importações de tratores agrícolas no Brasil, além de representarem menos de 2% do total de vendas internas (média de 1,45% para o período de Janeiro de 1999 a Dezembro de 2010 em unidades vendidas), geralmente são realizadas por meio das próprias empresas que atuam no mercado nacional. Normalmente os casos de importação representam uma forma dessas empresas fornecerem a clientes específicos máquinas que não são fabricadas no mercado brasileiro (como os tratores O, V & N, específicos para trabalhos em pomares), evidenciando o comércio internacional do tipo intra firma e não propriamente uma forma de concorrência aos produtos fabricados no Brasil. Isto se dá, novamente, por que os serviços de assistência técnica e fornecimento de peças de reposição estão implícitos na venda das máquinas, impossibilitando a importação direta pelo consumidor (produtor rural). Além disso, existem outros fatores que representam barreiras às importações, como os custos de frete e seguro para o transporte internacional, tarifas de importação e demais encargos tributários, além das dificuldades de financiamento.

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. No Brasil não é diferente: o país conta com uma rede de mais de mil concessionárias distribuídas entre suas regiões e o número apresentou uma tendência de crescimento nos últimos anos. A Tabela 4.1 ilustra a distribuição das concessionárias por empresa e região brasileira. Destaca-se a CNH e a AGCO como as duas empresas com o maior número de concessionárias seguidas pela Valtra e John Deere.

Tabela 4.1 – 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	9	18	74	82	34	217
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	11	18	63	48	31	171
<b>TOTAL</b>	<b>59</b>	<b>97</b>	<b>304</b>	<b>274</b>	<b>156</b>	<b>890</b>	<b>77</b>	<b>102</b>	<b>332</b>	<b>373</b>	<b>215</b>	<b>1099</b>

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

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

O exercício de poder de mercado parece plausível, levando-se em conta todas as características referentes à concentração de mercado e barreiras à entrada, além dos estudos

apresentados pelas próprias empresas em (SEAE, 2004). No entanto, os argumentos a favor da aprovação, já citados acima, 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 e verificar se houve, de fato, alguma mudança significativa relativa ao poder de mercado neste segmento.

### 3. METODOLOGIA

Um indicador largamente utilizado na literatura de Organização Industrial 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 perfeita concorrência, implicando na existência de lucro econômico.

Como os dados referentes ao custo marginal das empresas, em geral, não estão disponíveis, algumas relações com este índice são propostas pela literatura visando a aplicação empírica. Dentre as diversas relações propostas para estimar o índice de Lerner, duas formas serão aqui tratadas: a primeira trata do poder de mercado da firma e parte da 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, não havendo relação de dominância. Estas duas abordagens seguem Church e Ware (2000).

#### 3.1 Abordagem de firma dominante

A Figura 4.2 ilustra a parcela de mercado da AGCO expressivamente maior que as demais empresas, ao menos após a incorporação da Valtra. Sob esta abordagem, considera-se que a AGCO possua maior poder de influenciar preços, uma vez que sua parcela de mercado era praticamente 2,3 vezes a parcela da segunda maior firma (CNH) após a aquisição no segmento de 50 a 200cv. Neste contexto, a demanda da firma dominante pode ser escrita da seguinte forma:

$$Q^D(p) = Q^M(p) - Q^f(p) \quad (4.1)$$

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:

$$\pi^D = pQ^D(p) - C(Q^D(p)) \quad (4.2)$$

E a condição de maximização do lucro é:

$$\frac{d\pi^D}{dp} = Q^D + \left[ p - \frac{dC}{dQ^D} \right] \frac{dQ^D}{dp} = 0 \quad (4.3)$$

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 (4.1), chega-se a:

$$\frac{dQ^D(p)}{dp} = \frac{dQ^M(p)}{dp} - \frac{dQ^f(p)}{dp} \quad (4.4)$$

E (4.3) torna-se:

$$Q^D + \left[ p - \frac{dC}{dQ^D} \right] \left[ \frac{dQ^M(p)}{dp} - \frac{dQ^f(p)}{dp} \right] = 0 \quad (4.5)$$

Reescrevendo a eq. (4.5) chega-se à relação com o índice de Lerner:

$$L^D = \frac{P^* - CMg(Q^*)}{P^*} = \frac{s^D}{\varepsilon_S^f \cdot s^f + |\varepsilon|} \quad (4.6)$$

$L^D$  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;

$\varepsilon$  é a elasticidade preço da demanda;

$s^D$  é o *market share* da firma dominante;

$s^f$  é o *market share* da “franja”;

$\varepsilon_S^f$  é a elasticidade preço da oferta da “franja” e:  $s^f = 1 - s^D$ .

Sendo assim, quanto maior for o *market share* da firma dominante, maior será o índice, mantendo-se constantes as elasticidades preço da demanda e da oferta. O índice é sensível também às mudanças nas elasticidades. Quanto mais sensíveis aos preços forem os consumidores, menor será a capacidade da firma de manter, persistentemente, um nível elevado de preços, dificultando-se assim o exercício do poder de mercado.

Além desses dois fatores, a capacidade de resposta dos concorrentes também exerce papel relevante. Pode-se supor que quanto maior a capacidade ociosa da “franja” maior será sua capacidade de aumentar a produção dado um aumento de preços, ou seja, maior será a elasticidade preço da oferta. Portanto, quanto maior a elasticidade preço da oferta da franja, menor será o poder de mercado. Quanto mais o índice aproxima-se de zero, menor é o poder de mercado exercido, aproximando-se de um mercado concorrencial, quanto mais próximo de 1, mais o mercado aproxima-se da situação de monopólio.

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% e, 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 12%. Bragagnolo; Pitelli e Moraes (2010) ressaltam que a capacidade ociosa na indústria de tratores é, ao mesmo tempo, uma barreira à entrada de novos concorrentes 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. Dessa forma pode-se considerar que a oferta seja elástica no intervalo em que exista capacidade ociosa. Serão construídos, portanto, cenários que englobam a situação em que a oferta da franja é pouco elástica ( $\varepsilon_S^f = 0,5$ ), de elasticidade unitária ( $\varepsilon_S^f = 1$ ) e elástica ( $\varepsilon_S^f = 1,5$ ), representando três casos distintos.

### 3.2 Abordagem de firmas semelhantes

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:

$$\pi_1 = P(Q)q_1 - C(q_1) \quad (4.7)$$

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

$$P(Q) + \frac{dP(Q)}{d(Q)} q_1^* = CMg(q_1^*) \quad (4.8)$$

Reescrevendo:

$$P(Q) - CMg(q_1^*) = -\frac{dP(Q)}{d(Q)} q_1^* \quad (4.9)$$

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:

$$\frac{P(Q) - CMg(q_i^*)}{CMg(q_i^*)} = \frac{s_i}{\varepsilon} \quad (4.10)$$

, em que  $\varepsilon$  é a elasticidade preço da demanda da indústria. Multiplicando ambos os lados por  $s_i$  e tomando a somatória para todas as  $i$  firmas chega-se a:

$$\sum_{i=1}^N s_i \left( \frac{P(Q) - CMg(q_i^*)}{CMg(q_i^*)} \right) = \sum_{i=1}^N \frac{s_i^2}{\varepsilon} = \frac{HHI}{\varepsilon} \quad (4.11)$$

, onde HHI é o Índice de Herfindahl-Hirschman. A eq. (4.11) define o índice de Lerner para toda a indústria. Quanto maior o nível de concentração de mercado, maior será o índice de Lerner para uma dada elasticidade preço da demanda. As duas hipóteses levantadas são, portanto, o aumento do market share da firma dominante ou do HHI e uma quebra (mudança) na elasticidade preço da demanda após a fusão AGCO-Valtra.

### 3.3 Base de dados

Os tratores agrícolas podem ser classificados de diversas formas, considerando-se a potência, a tração por rodas ou por esteira, tração nas duas ou quatro rodas, rodado simples ou duplo etc. Para esta investigação, levando-se em conta a disponibilidade de dados, a classificação dos tratores por potência é a mais adequada, considerando-se apenas os tratores agrícolas de rodas padrão e segmentando o mercado em tratores em duas categorias: tratores com menos de 50cv e tratores entre 50 e 200cv.

Esta classificação foi adotada de acordo com a atuação das empresas. A AGCO e a Valtra possuem participação pouco expressiva no segmento de menor porte, portanto este foi analisado separadamente da faixa de potência entre 50 e 200cv na qual as empresas possuem maior parcela de mercado. As duas empresas comercializam também tratores acima de 200cv,

no entanto esta faixa não foi considerada por não possuir um limite superior, tornando-se uma classe bastante heterogênea. A classificação da ANFAVEA leva em conta os tratores acima de 200cv sem definir um limite superior de potência. Os dados referentes a preços, coletados junto ao IEA, são ainda menos desagregados, considerando um preço médio para todos os tratores acima de 100cv. Além disso, essa categoria de tratores representa ainda um mercado bastante restrito no Brasil.

Uma vez definida a categoria de tratores, ou seja, o mercado relevante na dimensão produto, é necessário determinar qual dimensão geográfica deste mercado. Foi utilizada a definição de mercado relevante como o nacional, baseado nas informações prestadas pelas empresas AGCO, KONE (Valtra) e CNH:

“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)

As variáveis utilizadas neste trabalho foram escolhidas com o objetivo de representar os principais componentes básicos de uma função de demanda, sejam eles o preço do bem e a renda do consumidor, no caso a renda do agricultor. Além disso, foram incluídas três outras variáveis consideradas importantes 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, o Produto Interno Bruto (PIB) e a cotação do dólar (média ponderada – IEA). O Quadro 4.2 resume as variáveis selecionadas, a fonte dos dados e a motivação da escolha. As séries são mensais e correspondem ao período de Janeiro de 1999 a Dezembro de 2010, com exceção da série de preços médios dos tratores abaixo de 50cv, que inicia-se em Outubro de 2000.

Variável	Descrição	Motivação
$V_{it}$	Vendas internas de nacionais – unidades ( $i = 1$ abaixo de 50cv; $i = 2$ de 50 a 200cv)	Análise do segmento de tratores de médio porte e da categoria geral de tratores <sup>1</sup>
$P_{it}$	Preço médio, em R\$, pago por um trator ( $i = 1$ abaixo de 50cv; $i = 2$ de 50 a 200cv)	Análise da elasticidade preço da demanda <sup>2</sup>
$R_t$	IPR/IPP (IPR – índice de preços recebidos pela agricultura; IPP – índice de preços pagos pela agricultura)	Proxy para a renda agrícola. Análise da elasticidade renda da demanda <sup>2</sup>
$D_t$	Dummy: 0 de 01/1999 a 09/2003; 1 de 10/2003 a 12/2010	Representa ponto em que houve a aprovação da aquisição Valtra-AGCO
$intP_{it}$	Interação com a primeira diferença do preço: $intP_{it} = D_t \cdot d(\ln(P_{it}))$	Mudança na elasticidade preço após a aquisição Valtra-AGCO
$intR_t$	Interação com a primeira diferença da Renda: $INTR_t = D_t \cdot d(\ln(R_t))$	Mudança na elasticidade renda após a fusão Valtra-AGCO
$BNDES_t$	Desembolsos do sistema BNDES destinados à agropecuária, em R\$	Efeito do crédito agrícola na compra de tratores <sup>3</sup>
$PIB_t$	Produto Interno Bruto mensal, em R\$	Conjuntura macroeconômica <sup>4</sup>
$Câmbio_t$	Dólar comercial – média ponderada	Conjuntura macroeconômica <sup>2</sup>

Quadro 4.1 – Variáveis selecionadas

Fonte: elaboração própria

Nota: 1 – Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores; 2 – Instituto de Economia Agrícola; 3 – Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social; 4 – Banco Central do Brasil

### 3.4 Procedimentos

Antes de descrever o procedimento propriamente dito, é importante ressaltar que as séries de preço foram deflacionadas pelo IGP-DI (Dezembro/2010 = 100) e o PIB foi deflacionado pelo IPCA (Dezembro/2010=100). Após tomar o logaritmo natural das séries, o segundo passo consistiu na análise de estacionariedade. Através do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para a presença de raiz unitária em nível e em primeiras diferenças das séries foram feitas duas importantes constatações: 1) As séries não são estacionárias em nível e 2) Elas tornam-se estacionárias ao nível de 10% de significância estatística quando aplicada a primeira diferença, ou seja, são Integradas de Ordem 1, I(1). O teste foi realizado com e sem a inclusão de *dummies* sazonais. A Tabela 4.2 resume os resultados do teste ADF para cada uma das séries nas duas faixas de potência. 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 10 defasagens.

Tabela 4.2 – Teste ADF para a presença de raiz unitária

Variável	Sem ajuste sazonal				Com <i>dummies</i> sazonais			
	Def.	p-valor	p-valor - c	p-valor - c&t	Def.	p-valor	p-valor - c	p-valor - c&t
ln(vendas)	1	0,6166	0,4368	0,2218	1	0,6116	0,3915	0,1805
Δln(vendas)	1	0,0000	0,0000	0,0000	1	0,0000	0,0000	0,0000
ln(preço)	1	0,6420	0,7205	0,9342	1	0,6420	0,6970	0,9244
Δln(preço)	5	0,0016	0,0243	0,0484	5	0,0016	0,0335	0,0718
ln(vendas)	1	0,6729	0,1721	0,1592	1	0,6729	0,6922	0,7639
Δln(vendas)	1	0,0000	0,0000	0,0000	2	0,0000	0,0000	0,0000
ln(preço)	1	0,5473	0,6455	0,8891	1	0,5473	0,6417	0,8883
Δln(preço)	5	0,0005	0,0089	0,0325	5	0,0005	0,0141	0,0493
ln(Renda)	1	0,1951	0,4362	0,7168	1	0,1951	0,4776	0,7599
Δln(Renda)	3	0,0000	0,0000	0,0000	3	0,0000	0,0001	0,0014
ln(Câmbio)	1	0,4238	0,7385	0,8087	1	0,4238	0,7186	0,8248
Δln(Câmbio)	3	0,0000	0,0001	0,0006	3	0,0000	0,0005	0,0021
ln(Crédito)	10	0,9113	0,4139	0,0000	10	0,9113	0,2999	0,3763
Δln(Crédito)	1	0,0000	0,0000	0,0000	1	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa

O terceiro passo, dado que as variáveis são I(1) é a análise de cointegração. Abaixo segue um breve resumo do método e os resultados dos testes de cointegração de Johansen.

### 3.5 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 a tendência, a 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. Para esclarecer o conceito de cointegração, sejam  $\alpha$  e  $\beta$  duas constantes quaisquer. As seguintes propriedades são válidas:

a) Se  $x_t \sim I(d) \rightarrow \alpha + \beta x_t \sim I(d)$

- b) Se  $x_t \sim I(d), y_t \sim I(b) \rightarrow \alpha x_t + \beta y_t \sim I(d); \forall b < d$   
c) 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. 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 séries resultar em uma série estacionária,  $I(0)$ , estas séries são denominadas cointegradas. Destaca-se o caso em que as séries são  $I(1)$  e a combinação linear entre elas é  $I(0)$ , ou seja, estacionária. Porém, as séries não precisam ser necessariamente  $I(1)$ , desde que a combinação linear delas seja  $I(0)$ .

No caso do presente trabalho, considere a seguinte função de demanda, que inclui as variáveis preço e renda sem as quais pode-se considerar que o modelo de demanda apresente problemas de especificação:

$$\ln V_{it} = \beta_{i1} \ln P_{it} + \beta_{i2} \ln R_t + u_{it} \quad (4.12)$$

, onde  $\ln V_{it}$ ,  $\ln P_{it}$  e  $\ln R_t$  são séries supostamente  $I(1)$  e  $u_{it}$  é o termo de erro.

Pode-se notar que o termo de erro,  $u_{it}$ , é justamente uma combinação linear destas séries. Dessa forma, o procedimento recomendado é realizar a regressão e testar a estacionariedade da série de resíduos,  $\hat{u}_{it}$ . Uma vez que esta seja  $I(0)$  a análise das séries pode prosseguir 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 supeconsistentes, mesmo na presença de auto correlação residual: “O conceito de superconsistência significa que o coeficiente se aproxima mais rapidamente de seu verdadeiro valor do que se fosse estimado com variáveis estacionárias diferenciadas” (BUENO, 2008).

O teste de cointegração consiste basicamente em um teste de raiz unitária para a série de resíduos, 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. Os testes de cointegração mais comuns são citados a seguir: 1) O teste de Engle e Granger (1987), que consiste em dois passos, sendo o primeiro a estimação por MQO com as séries  $I(1)$  em nível e o segundo passo a realização do teste de raiz unitária (ADF) sobre a série de resíduos. Se a série de resíduos for estacionária, então as séries são cointegradas. 2) O teste de Johansen (1991) tem a vantagem realizar as estimativas em um único passo, além de estimar também os coeficientes de curto prazo através do Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM). Segundo Bueno (2008), “a metodologia de Johansen permite a estimação do VECM simultaneamente aos vetores de cointegração”. 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 da trajetória de longo prazo se dissipam. A metodologia de Johansen é dividida em dois testes (Traço e Máximo Autovalor) que buscam determinar o número de vetores cointegrantes do sistema de equações. A Tabela 4.3 resume os resultados desses testes. Em todos os casos foi utilizada uma única defasagem para a realização dos testes, baseado no

mínimo valor para o Critério de Informação de Schwarz, partindo do máximo de 10 defasagens.

Tabela 4.3 – Testes de cointegração de Johansen: traço e máximo autovalor

Variáveis endógenas: $\ln(V_{it})$ , $\ln(P_{it})$ , $\ln(R_t)$												
Variáveis exógenas: $\Delta\ln(P_{it})$ , $\Delta\ln(R_t)$ , $D_t$ , $\text{int}P_{it}$ , $\Delta\ln(\text{BNDES}_t)$ , $\Delta\ln(\text{PIB}_t)$ , $\Delta\ln(\text{Câmbio}_t)$												
Categoria	Abaixo de 50cv						De 50 a 200cv					
	Sem constante											
	r≤	AV	Traço	p-valor	L-max	p-valor	r≤	AV	Traço	p-valor	L-max	p-valor
Sem ajuste	0	0,142	18,752	0,216	18,750	<b>0,033</b>	0	0,145	22,364	<b>0,085</b>	22,360	<b>0,008</b>
	1	0,000	0,002	1,000	0,002	1,000	1	0,000	0,004	1,000	0,004	1,000
	2	0,000	0,000	0,999	0,000	0,999	2	0,000	0,000	0,999	0,000	0,999
Com Dummies	0	0,113	14,715	0,484	14,655	0,142	0	0,060	8,792	0,913	8,790	0,623
	1	0,000	0,060	1,000	0,059	1,000	1	0,000	0,002	1,000	0,001	1,000
	2	0,000	0,001	0,990	0,001	0,989	2	0,000	0,000	0,994	0,000	0,992
Constante restringida												
	r≤	AV	Traço	p-valor	L-max	p-valor	r≤	AV	Traço	p-valor	L-max	p-valor
Sem ajuste	0	0,235	32,714	<b>0,090</b>	32,711	<b>0,001</b>	0	0,181	28,523	0,221	28,519	<b>0,004</b>
	1	0,000	0,002	1,000	0,002	1,000	1	0,000	0,004	1,000	0,004	1,000
	2	0,000	0,000	1,000	0,000	1,000	2	0,000	0,000	1,000	0,000	1,000
Com Dummies	0	0,220	30,328	0,153	30,268	<b>0,002</b>	0	0,120	18,277	0,823	18,273	0,171
	1	0,000	0,060	1,000	0,060	1,000	1	0,000	0,003	1,000	0,003	1,000
	2	0,000	0,001	1,000	0,001	1,000	2	0,000	0,001	1,000	0,001	1,000
Constante sem restrições												
	r≤	AV	Traço	p-valor	L-max	p-valor	r≤	AV	Traço	p-valor	L-max	p-valor
Sem ajuste	0	0,233	32,929	<b>0,025</b>	32,289	<b>0,001</b>	0	0,180	28,460	<b>0,072</b>	28,449	<b>0,003</b>
	1	0,000	0,002	1,000	0,002	1,000	1	0,000	0,011	1,000	0,011	1,000
	2	0,000	0,000	0,995	0,000	0,995	2	0,000	0,000	0,988	0,000	0,988
Com Dummies	0	0,218	29,923	<b>0,048</b>	29,922	<b>0,002</b>	0	0,119	18,190	0,562	18,188	0,126
	1	0,000	0,001	1,000	0,001	1,000	1	0,000	0,002	1,000	0,002	1,000
	2	0,000	0,000	1,000	0,000	1,000	2	0,000	0,000	0,982	0,000	0,982
Tendência restringida												
	r≤	AV	Traço	p-valor	L-max	p-valor	r≤	AV	Traço	p-valor	L-max	p-valor
Sem ajuste	0	0,233	32,316	0,377	32,313	<b>0,004</b>	0	0,228	37,088	0,171	37,053	<b>0,001</b>
	1	0,000	0,003	1,000	0,003	1,000	1	0,000	0,034	1,000	0,030	1,000
	2	0,000	0,000	1,000	0,000	1,000	2	0,000	0,004	1,000	0,004	1,000
Com Dummies	0	0,218	29,923	0,513	29,922	<b>0,011</b>	0	0,152	23,647	0,849	23,641	<b>0,094</b>
	1	0,000	0,002	1,000	0,002	1,000	1	0,000	0,006	1,000	0,005	1,000
	2	0,000	0,000	1,000	0,000	1,000	2	0,000	0,001	1,000	0,001	<b>0,001</b>
Tendência sem restrições												
	r≤	AV	Traço	p-valor	L-max	p-valor	r≤	AV	Traço	p-valor	L-max	p-valor
Sem ajuste	0	0,229	31,680	0,111	31,679	<b>0,003</b>	0	0,228	36,947	<b>0,030</b>	36,947	<b>0,000</b>
	1	0,000	0,009	1,000	0,001	1,000	1	0,000	0,000	1,000	0,000	1,000
	2	0,000	0,000	1,000	0,000	1,000	2	0,000	0,000	1,000	0,000	1,000
Com Dummies	0	0,215	29,537	0,175	29,537	<b>0,007</b>	0	0,152	23,639	0,474	23,639	<b>0,059</b>
	1	0,000	0,000	1,000	0,000	1,000	1	0,000	0,000	1,000	0,000	1,000
	2	0,000	0,000	1,000	0,000	1,000	2	0,000	0,000	1,000	0,000	1,000

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Os resultados dos testes do Traço e Máximo Autovalor apontaram cointegração na faixa abaixo de 50cv no caso “Constante sem restrições”, com ou sem *dummies* sazonais e no caso “Constante restringida” sem *dummies* sazonais. Na faixa de 50 a 200cv os testes

apontaram cointegração nos casos “Sem constante”, “Constante sem restrições” e “Tendência sem restrições”, ambos para o modelo sem a inclusão de *dummies* sazonais. Desta forma o modelo escolhido inclui constante sem restrições, visando de manter as mesmas formas funcionais para as duas categorias. A eq. (4.13) representa o modelo em diferenças (VECM).

$$\Delta \ln V_{it} = \gamma_0 + \gamma_{i1} \Delta \ln P_{it} + \gamma_{i2} \Delta \ln R_t + \delta_{i0} D_t + \delta_{i1} \text{int}P_{it} + \delta_{i1} \text{int}R_t + \delta_{i2} \Delta \ln BNDES_t + \delta_{i3} \Delta \ln PIB_t + \delta_{i4} \Delta \ln \text{Cambio}_t + \theta_i u_{it-1} + e_{it} \quad (4.13)$$

, onde *u* é o termo de correção de erros. Além das elasticidades de curto prazo das variáveis selecionadas, é possível avaliar o efeito da fusão Valtra-AGCO na elasticidade preço da demanda e do termo de correção de erros.

#### 4. RESULTADOS

Os resultados do vetor cointegrante (parâmetros de longo prazo) e do VECM (parâmetros de curto prazo) são reportados na Tabela 4.4 e 4.5, respectivamente.

Tabela 4.4 – Resultados do vetor cointegrante (parâmetros de longo prazo)

Variável	Abaixo de 50cv		De 50 a 200cv	
	Coefficiente	Erro padrão	Coefficiente	Erro padrão
ln(P)	-0,7200	0,2254	-0,8504	0,4189
ln(R)	-1,6186	0,7115	2,1876	0,6835

Fonte: elaboração própria com base nos resultados da pesquisa

Tabela 4.5 – Resultados do VECM (parâmetros de curto prazo)

Variável	Abaixo de 50cv				De 50 a 200cv			
	coef.	Erro padrão	razão-t	p-valor	coef.	Erro padrão	razão-t	p-valor
<i>C</i>	5,691	0,983	5,791	0,000 ***	4,748	0,877	5,417	0,000 ***
$\Delta \ln(P)$	0,504	0,431	1,171	0,244	0,327	0,739	0,442	0,659
$\Delta \ln(R)$	-3,593	1,776	-2,023	0,046 **	-0,949	1,093	-0,868	0,387
<i>Dummy</i>	0,141	0,053	2,652	0,009 ***	0,084	0,040	2,101	0,038 **
<i>intP</i>	-0,872	1,000	-0,873	0,385	-0,600	1,122	-0,535	0,594
<i>intR</i>	2,719	2,092	1,300	0,196	1,401	1,464	0,957	0,340
$\Delta \ln(BNDES)$	-0,028	0,033	-0,866	0,389	0,107	0,026	4,161	0,000 ***
$\Delta \ln(PIB)$	2,357	0,623	3,782	0,000 ***	0,754	0,498	1,514	0,132
$\Delta \ln(\text{Cambio})$	-0,275	0,547	-0,503	0,616	0,691	0,399	1,733	0,085 *
<i>EC</i>	-0,471	0,0801	-5,825	0,000 ***	-0,266	0,049	-5,410	0,000 ***

Fonte: elaboração própria com base nos resultados da pesquisa

Nota: \* significativo ao nível de 10%; \*\* significativo ao nível de 5%; \*\*\* significativo ao nível de 1%

No segmento de tratores abaixo de 50cv obteve-se a elasticidade preço de – 0,72 no longo prazo. A demanda pouco elástica é um resultado esperado, dado o menor número de concorrentes neste mercado, liderados, em grande medida, pela Agrale. O aumento de 1% no preço reduz as vendas em 0,72%. A elasticidade renda da demanda é de -1,68. Embora a proxy escolhida para a renda não diferencie pequenos e grandes produtores rurais, o aumento dos rendimentos agrícolas está associado, em geral, ao aumento do tamanho das propriedades agrícolas dada a existência de economias de escala na produção das principais culturas mecanizáveis como a soja<sup>3</sup>, a cana de açúcar e o milho. O sinal negativo da elasticidade renda da demanda pode estar relacionado com o aumento da potência média dos tratores no Brasil.

<sup>3</sup> Um bom exemplo é dado em Conte & Ferreira Filho (2006) sobre as economias de escala no cultivo da soja

Neste caso o aumento da renda de longo prazo estimularia os agricultores a deixarem de comprar tratores de menor porte para adquirir os tratores mais potentes.

Na faixa de potência de 50 a 200cv a elasticidade preço da demanda é de -0,85, um pouco maior, em módulo, se comparada à outra categoria, mas ainda assim pouco elástica. Neste segmento existe um número maior de firmas atuando, o que contribui para aumentar o nível de concorrência em preços. A elasticidade renda da demanda tem sinal de acordo com o esperado (positivo) e valor igual a 2,19, ou seja, a demanda é bastante elástica à renda de longo prazo.

No curto prazo o preço deixa de ser significativo nas duas categorias, assim como a renda na faixa de 50 a 200cv. No segmento de menor porte, a elasticidade renda da demanda possui novamente sinal negativo e valor igual a -3,59. 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. Fazendo este procedimento, a *dummy* indica que ocorreram aumentos médios de vendas de 15,1% e 8,8% após a fusão para menor e maior porte, respectivamente. As *dummies* de inclinação não são significativas em nenhum dos casos, sugerindo que a fusão não teve efeito sobre a elasticidade preço da demanda. As equações também foram estimadas sem as *dummies* de inclinação, porém as séries mantiveram-se cointegradas e os resultados não apresentaram mudanças significativas nos parâmetros de curto e longo prazo, corroborando com rejeição da hipótese de quebra na elasticidade preço da demanda.

A variável de crédito é significativa apenas para os tratores de 50 a 200cv, apontando que o aumento de 1% do crédito do BNDES destinado à agricultura tem impacto positivo de 0,11% nas vendas de tratores. Este resultado segue a direção esperada, uma vez que o crédito do BNDES é destinado, em geral, para tratores acima de 50cv. Alguns programas específicos, como o Pró-Trator são responsáveis por parcela considerável do financiamento dos tratores de menor potência. Este é um ponto interessante, pois demonstra que os créditos do BNDES privilegiam a aquisição de tratores de maior porte, geralmente utilizados em grandes propriedades. Os pequenos agricultores não se beneficiam totalmente de importantes programas como o Moderfrota, dependendo de outras linhas de crédito para a aquisição de máquinas adequadas às suas atividades, além de não possuírem muitas opções de produto, dado o menor número de empresas que fornecem este tipo de trator.

A elasticidade com relação ao PIB é significativa apenas no segmento de menor porte, com valor de 2,36 (elástica). O câmbio não é estatisticamente significativo neste caso, de acordo com o esperado, uma vez que os agricultores que utilizam esta categoria de máquinas (pequenas propriedades) geralmente destinam grande parte de sua produção para o mercado interno. No caso dos tratores maiores a situação é inversa. O PIB não possui efeitos significativos nas vendas, porém a taxa de câmbio sim, embora a demanda seja pouco elástica a câmbio (0,69). Por fim, o parâmetro referente ao termo de correção de erros sugere que os desvios do equilíbrio de longo prazo são ajustados a uma taxa de 47,1% para os tratores abaixo de 50cv e 26,6% para os tratores de 50 a 200cv já no período seguinte.

Retomando o índice de Lerner, exposto nas eq. (6) e eq. (4.11) a Tabela 4.6 ilustra as mudanças no indicador de poder de mercado após a aquisição da Valtra pela AGCO.

Tabela 4.6 – Resultados para o índice de Lerner

Abordagem 1: Firma dominante e franja							
	$S^d$ inicial	$S^d$ final	E	$\epsilon^f$	$L^D$ inicial	$L^D$ final	Variação
Abaixo de 50cv	0,64	0,61		<b>0,5</b>	0,72	0,66	-0,06
	$S^f$ inicial	$S^f$ final	-0,72	<b>1,0</b>	0,60	0,55	-0,05
	0,36	0,39		<b>1,5</b>	0,51	0,46	-0,05
De 50 a 200cv	$S^d$ inicial	$S^d$ final	E	$\epsilon^f$	$L^D$ inicial	$L^D$ final	Variação
	0,35	0,60		<b>0,5</b>	0,30	0,58	0,28
	$S^f$ inicial	$S^f$ final	-0,85	<b>1,0</b>	0,23	0,48	0,25
	0,65	0,40		<b>1,5</b>	0,19	0,42	0,23
Abordagem 2: Firmas semelhantes							
	HHI inicial	HHI final	E	L inicial	L final	Variação	
Abaixo de 50cv	0,47	0,41	-0,72	0,65	0,57	-0,07	
De 50 a 200cv	HHI inicial	HHI final	E	L inicial	L final	Variação	
	0,27	0,44	-0,85	0,32	0,52	0,20	

Fonte: resultados da pesquisa

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), considerando-se a elasticidade preço da oferta constante, reduziu-se cerca de 0,05 em todos os cenários construídos. A redução do índice neste segmento de mercado está de acordo com o esperado, uma vez que a Agrale perdeu parcela relativa após a fusão AGCO-Valtra. Ainda assim o índice atingiu valores bastante elevados, com um intervalo entre 0,51 e 0,72 antes da fusão e entre 0,46 e 0,66 após a fusão. O índice de Lerner da indústria nesta faixa de potência é de 0,65 antes e de 0,57 depois da fusão. Estes valores são semelhantes aos da indústria e tabaco e de refrigerantes citados no Quadro 4.1, caracterizando um elevado poder de mercado neste segmento da indústria.

Na faixa de potência de 50 a 200cv o índice é menor, conforme o esperado, devido ao maior número de concorrentes e a maior proximidade entre as parcelas de mercado de cada empresa. Ainda assim caracteriza um oligopólio com expressivo poder de mercado. Novamente assumindo a hipótese de que a firma com maior market share (AGCO) seja a dominante, seu índice estava entre 0,19 e 0,30 antes e entre 0,42 e 0,58 após a fusão. Além de um índice de poder de mercado bastante elevado em nível, o aumento após a fusão foi também expressivo (0,28; 0,25 e 0,23 para as elasticidades preço da oferta 0,5; 1 e 1,5; respectivamente). O índice da indústria nesta categoria teve um aumento de 0,20, passando de 0,32 para 0,52 após a fusão, valor semelhante ao das ferrovias e da indústria processadora de alimentos.

Embora o índice de Lerner tenha aumentado na categoria de 50 a 200cv, a concentração de mercado não teve impactos na elasticidade preço da demanda. Os resultados apontam que esta tenha permanecido constante ao longo de todo o período analisado para os dois 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.

## 5. 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, extensas redes de distribuição e assistência técnica, além de fidelização dos clientes às marcas são pré-requisitos 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 elevado poder de mercado, seja no segmento de tratores de pequeno porte, seja nas faixas de maior potência. Além disso, a incorporação da Valtra ao grupo AGCO teve impactos expressivos na elevação do índice de Lerner, embora não existisse melhor solução aparente senão a aprovação por parte das autoridades de defesa da concorrência tendo em vista que com a saída do grupo Kone do segmento de tratores no mundo todo a possibilidade do encerramento das atividades da Valtra no Brasil era elevada.

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 um 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 é bastante elástica à renda no longo prazo, indicando que a indústria de tratores é muito correlacionada com as oscilações do mercado agrícola. Além disso, no segmento de tratores de pequeno porte, a relação com a renda é negativa, levantando uma hipótese para pesquisa futura sobre a preferência do agricultor por tratores de maior potência conforme aumenta a renda agrícola.

O Brasil é um país onde a agricultura tem papel relevante e, por isso, representa um importante 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 no segmento de tratores mais potentes – no qual existem também outros fabricantes como a Class, a Same Deutz Fahr, e a Kuhn, por exemplo. Tal medida proporcionaria maior concorrência no segmento que é atualmente dominado por poucas empresas multinacionais e funcionaria como um limitante do poder de mercado, beneficiando os produtores rurais e estimulando a mecanização agrícola.

## REFERÊNCIAS

- ANUÁRIO DA INDÚSTRIA AUTOMOBILÍSTICA BRASILEIRA. - 2005 a 2014  
Disponível em: <<http://www.anfavea.com.br/anuario.html>>. Acesso em: 3 set. 2014.
- ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES.  
**Base de dados estatísticos.** Disponível em: <<http://www.anfavea.com.br/tabelas.html>>.  
Acesso em: 5 nov. 2013.
- ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CRÉDITO RURAL - 1999 a 2010. Disponível em:  
<<https://www.bcb.gov.br/?id=RELRURAL&ano=1999>>. Acesso em: 3 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.
- BAIN, J. S. **Barriers to New Competition.** Cambridge: Harvard University Press, 1956. 392 p.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB. **Sistema gerenciador de séries temporais:** Banco de dados do Banco Central. Disponível em:  
<<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 13 nov. 2013.
- BRAGAGNOLO, C.; PITELLI, M. M.; 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.
- BUENO, R. D. L. D. S. **Econometria de Séries Temporais.** São Paulo: Cengage Learning, 2008. 300 p.
- CHURCH, J.; WARE, R. **Industrial Organization: a Strategic Approach.** Irwin: McGraw-Hill, 2000. 1024 p.
- CONTE, L.; FERREIRA FILHO, J. B. S. Economia de escala na produção de soja no Brasil, In: XLIV Congresso da SOBER Fortaleza, 2006. Disponível em:  
<<http://www.sober.org.br/palestra/5/337.pdf>>. Acesso em: 25 out. 2014
- DAVIS, G. W.; BAILEY, D. V.; 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, p. 97-120, 2010.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, Oxford, v. 55, p. 521-276, Mar. 1987.

GARCÍA, G. M. C. La industria argentina de maquinaria agrícola. **Revista de la CEPAL**, Santiago do Chile, n. 96, p. 221-237, dic. 2008.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA - IEA. **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.

LABINI, P. S. **Oligopólio e Progresso Técnico**. São Paulo: Abril, 1984. 199 p.

MACKINNON, J. G. Critical Values for Cointegration Tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration**. New York: Oxford University Press, 1991. p. 267-276.

SECRETARIA DE ACOMPANHAMENTO ECONÔMICO - SEAE. **Ato de concentração nº 08012.007603/2003-66**. Rio de Janeiro. 2004. 55 p.

VIAN, C. E. D. F. Dinâmica dos investimentos no subsetor de máquinas agrícolas. In: SABBATINI, R. **Perspectivas do investimento no Brasil**. Campinas: Unicamp, 2009. cap. 6, p. 111-133.

VIAN, C. E. D. F.; ANDRADE JÚNIOR, A. M.; BARICELO, L. G.; SILVA, R. P. 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.; 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, p. 383-393, Jun. 2007.