

CONCENTRAÇÃO DE MERCADO E PODER DE MONOPSÔNIO NA INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ESMAGAMENTO DE SOJA¹

Lucinéia Hipólito de Carvalho²

Danilo R. D. Aguiar³

Resumo - Este trabalho teve por objetivo analisar os impactos das mudanças estruturais na indústria de esmagamento de soja sobre o desempenho econômico do complexo soja. Verificou-se que a tendência de concentração da indústria esmagadora de soja, já identificada em trabalhos referentes à década de 1990, acentuou-se no início da década de 2000. Os resultados da análise do poder de mercado deram suporte à hipótese de exercício de poder monopsônico na compra de soja em grão. Os resultados indicaram que tem sido viável, para as empresas processadoras, o exercício de poder de mercado em relação aos produtores de soja. Além disso, o fato de o exercício de poder de mercado estar sendo restrito aos mercados em que há maior capacidade ociosa por parte da indústria, aponta que o exercício de poder se dá de maneira menos intensa, em que os processadores possuem menor poder de barganha em relação aos produtores. Nesse sentido, estratégias de ação conjunta na comercialização de soja em grão, via cooperativas ou outras formas de parcerias entre os produtores, poderiam ser uma forma eficaz de confrontar o crescente aumento de poder da indústria esmagadora.

Palavras-chave: Poder de mercado, concentração de mercado e indústria de soja.

1. Introdução

A indústria de esmagamento de soja tem experimentado substanciais transformações, no Brasil, desde o início da década de 1970. No entanto, o volume de esmagamento de soja aumentou de cerca de 1 milhão de toneladas, em 1970 (Williams; Thompson, 1988), para mais de 27 milhões de toneladas em 2004 (ABIOVE, 2005). No entanto, a estrutura de mercado da indústria esmagadora tem sofrido transformações profundas.

¹ Recebido em 19/04/2005 Aceito em 05/07/2005

² Professora de Economia da UNA em Belo Horizonte, MG. E-mail: <lucineiahc@yahoo.com>.

³ Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER/UFV), 36570-000 Viçosa MG. <E-mail: danilo@ufv.br>.

Tendo iniciado com grande número de pequenas e médias empresas familiares que esmagavam caroços de algodão, amendoim e mamona e passaram a esmagar soja nos anos de 1970 (Williams; Thompson, 1988), a indústria de esmagamento de soja brasileira transformou-se entre a década de 1980 e o início de 1990, tendo Aguiar (1994) identificado três mudanças principais ocorridas nesse período:

- (a) A capacidade média de esmagamento das plantas industriais estava crescendo, ou seja, estava aumentando a proporção de plantas com maior capacidade produtiva em detrimento das plantas menores.
- (b) A concentração da capacidade de esmagamento estava aumentando.
- (c) As plantas processadoras estavam se deslocando em direção às novas regiões produtoras.

Ao longo da década de 1990 ocorreram transformações mais acentuadas na estrutura de mercado da indústria de esmagamento de soja, de forma que a taxa de fechamento das firmas pequenas e médias aumentou, também aumentando a participação no mercado de empresas processadoras multinacionais (Aguiar; Leismann, 2001). Além da internacionalização da indústria, desde a década de 1990 houve um processo mais drástico de aumento da concentração de mercado, com a parcela das quatro maiores esmagadoras, em termos de capacidade de esmagamento, passando de 34 para 40%, entre 1993 e 1997, conforme evidenciaram Aguiar e Leismann (2001).

Diante dessa realidade, uma questão de grande relevância é se, e como, a concentração da indústria processadora de soja vem afetando o desempenho do mercado. Alguns estudos têm constatado o problema de forma parcial, enfocando apenas as décadas de 1980 e 1990 e, em alguns casos, utilizando indicadores indiretos de desempenho. Aguiar (1994), verificando que estavam ocorrendo mudanças estruturais na indústria de esmagamento de soja, examinou o comportamento das margens de comercialização na década de 1980, sem testar, no entanto, se o comportamento das margens era decorrência do que estava ocorrendo

com a indústria. Em outro estudo, Aguiar e Leismann (2001) analisaram o impacto da concentração das indústrias esmagadoras sobre os preços dos produtores de soja, utilizando somente dados dos anos de 1993 e 1997.

Notou-se, dessa forma, uma carência de estudos mais recentes que caracterizem as mudanças estruturais da indústria de esmagamento de soja e mensurem seus impactos sobre o poder monopsonico exercido sobre os produtores de soja, identificando se haveria necessidade de maior controle, por parte dos órgãos que legislam sobre a defesa de concorrência no Brasil, tanto dos processos de fusões e aquisições envolvendo empresas processadoras de soja quanto das condutas adotadas por tais empresas em relação aos produtores.

Assim, o objetivo geral deste estudo foi analisar os impactos das mudanças estruturais na indústria de esmagamento de soja sobre o desempenho do complexo soja.

Especificamente, pretendeu-se:

- (a) Caracterizar o grau de concentração da indústria de esmagamento de soja no início do século XXI, nos vários estados da federação onde ocorre processamento de soja, e compará-lo com indicadores de concentração referentes à década de 1990.
- (b) Identificar o exercício de poder monopsonico nas aquisições de soja em grão por parte da indústria processadora.
- (c) Verificar se a existência de capacidade ociosa no esmagamento restringe o poder monopsonico da indústria processadora.

2. Referencial teórico

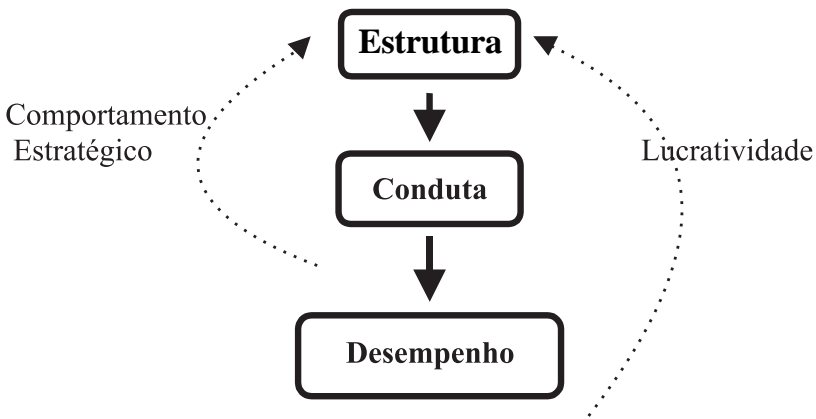
O referencial teórico desta pesquisa é o modelo estrutura–conduta–desempenho (ECD), desenvolvido inicialmente por Mason (1939). O modelo relaciona a estrutura de mercado com a conduta das empresas e esta, por sua vez, com o desempenho do mercado.

A competição perfeita e o monopólio são exemplos extremos de estruturas teóricas de mercado. A concorrência perfeita conta com produto homogêneo, livre entrada e saída do mercado e grande número de participantes, ao passo que, em monopólio, existe somente um produtor de um produto sem substitutos (ou seja, o produto é totalmente diferenciado) e a entrada de concorrentes é bloqueada, mesmo que haja possibilidade de lucros elevados.

Considerando essas estruturas opostas, a teoria microeconômica estabelece que, em competição perfeita, o desempenho seria considerado ótimo, visto que o preço seria igual ao custo marginal. No outro extremo estaria o monopólio, em que o preço seria maior que o custo marginal, de forma que a produção seria subótima. Portanto, a redução da produção implicaria má-alocação dos recursos e queda do bem-estar social.

Partindo da constatação do que ocorre em competição perfeita e em monopólio, o modelo estrutura–conduta–desempenho, desde sua formulação, busca relacionar a estrutura do mercado com o seu desempenho, passando pela conduta e admitindo-se que a estrutura de mercado determina a conduta das empresas, a qual determina o desempenho do mercado. Tais relações podem ser visualizadas por meio das setas mais grossas apresentadas na Figura 1. Além disso, as setas tracejadas indicam que a conduta pode afetar a estrutura do mercado, por meio do comportamento estratégico (por exemplo, estratégias que tornam o produto mais diferenciado modificam a estrutura do mercado), e o desempenho pode afetar a estrutura (por exemplo, maior lucratividade atrai mais firmas para o mercado, e menor lucratividade promove a saída de firmas).

O modelo ECD admite que, quanto mais a estrutura de um mercado se aproxima do monopólio, pior o seu desempenho. Mercados mais concentrados, com produtos diferenciados e barreiras à entrada de concorrentes, adotariam condutas estratégicas que lhes permitiriam maximizar seus lucros, produzindo quantidade mais próxima da quantidade produzida em monopólio, o que resultaria em um desempenho insatisfatório. No entanto, quanto mais o mercado se aproximasse da estrutura de concorrência perfeita, em que houvesse elevado número de firmas, produtos homogêneos e liberdade de entrada, as firmas teriam poucas estratégias disponíveis, além de buscar reduzir seus custos. Conseqüentemente, esse mercado teria bom desempenho, produzindo quantidade próxima à de concorrência perfeita.



Fonte: Aguiar (2002)

Figura 1 - Versão simplificada do modelo estrutura–conduta–desempenho.

2.1. Poder de mercado do comprador

A ênfase do modelo exposto anteriormente foi no poder de monopólio, ou seja, do poder exercido sobre o comprador do produto. Mas, para os objetivos do presente trabalho, o mais importante é saber como se dá o exercício de poder de mercado contra os fornecedores. Analogamente

ao poder de monopólio, Carlton e Perloff (1999) definiram o poder de monopsonio como a habilidade de pagar, por um insumo, preços menores do que o preço que seria pago num mercado competitivo, mantendo lucros econômicos no longo prazo.

Esse efeito pode ser evidenciado no caso de um monopsonio, em que haveria um único comprador de produto agrícola, o qual atuaria num mercado competitivo na venda do produto final.

Admite-se que um conjunto de derivados (D) seja produzido a partir do insumo S, que poderia ser soja em grão. Admite-se ainda que haja apenas um comprador de soja em grão, para o qual existam inúmeros vendedores e que também haja competição na venda dos derivados. Nesse caso, a função da produção de derivados seria:

$$D = q(S) \tag{1}$$

em que:

D = quantidade produzida do produto final (derivados);

S = quantidade utilizada do produto agrícola (soja em grão); e

q = forma implícita da função de produção que liga S a D.

A função de lucro do processador na produção de derivados seria:

$$\pi = q(S).P_D - S.P_S - oI \tag{2}$$

em que:

π = lucro do processador na produção de derivados de soja;

P_D = preço dos derivados;

P_S = preço da soja em grão, que depende da quantidade comprada desse produto pelo processador; e

Outros = custo de outros insumos usados na produção de derivados de soja.

A condição de primeira ordem de maximização do lucro do monopsonista seria obtida, derivando-se a equação 2, com respeito à quantidade de soja em grão que seria comprada:

(3)

em que:

$$\frac{dq(S)}{dS} P_D = \text{valor do produto marginal da soja em grão; e}$$

$$S \frac{dP_S}{dS} + P_S = \text{custo marginal de S na produção de D.}$$

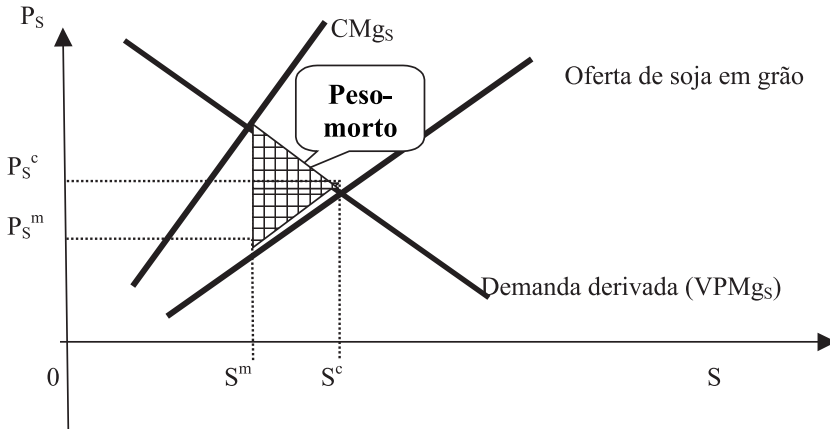
$\frac{d\pi}{dS} = \frac{d\pi}{dS}$ Note que o valor do produto marginal mede quanto a última unidade de soja em grão utilizada acrescenta à receita proveniente da venda dos derivados, enquanto o custo marginal de S indica quanto custou, ao monopsonista, a última unidade de soja em grão adquirida. A quantidade de soja em grão a ser comprada para maximizar o lucro do monopsonista seria dada pela igualdade entre o valor do produto marginal de S e o seu custo marginal.

O valor do produto marginal de S pode ser interpretado como a demanda derivada desse insumo, a qual dependeria do preço dos derivados (P_D) e da quantidade de soja em grão necessária para produzir os derivados, enquanto o custo marginal da soja em grão para o monopsonista dependeria da oferta de soja em grão por parte dos produtores. Para visualizar graficamente o efeito de uma estrutura monopsonista sobre o preço e a quantidade, suponha-se que a oferta (inversa) de soja em grão seja igual a $P_S = a + bS$. Dessa forma, o custo da soja para o processador-monopsonista seria igual a $C_S = S.P_S = S.(a+bS) = a.S + b.S^2$, enquanto

o custo marginal seria igual à derivada do custo total com respeito a S : $CMg_s = a + 2b.S$. Graficamente ter-se-ia a situação representada na Figura 2.

Conforme mostrado na Figura 2, a existência de um único comprador, no mercado de soja em grão, faria com que os produtores de soja vendessem menos e recebessem um preço menor do que ocorreria sob competição perfeita. O ponto de equilíbrio no mercado de soja em grão sob competição ocorreria igualando-se a oferta à demanda derivada, de forma que o processador compraria S^c de soja em grão, ao preço P_s^c . Devido ao monopsonio, o único comprador de soja decide quanto comprar, igualando o valor do produto marginal da soja (demanda derivada) ao custo marginal, o que daria a quantidade S^m . Para adquirir essa quantidade, o processador-monopsonista decidiria quanto pagar por meio da curva de oferta (competitiva) de soja em grão, o que corresponderia ao preço P_s^m .

A avaliação do efeito do monopsonio sobre o bem-estar do mercado de soja decorre de seu efeito sobre a quantidade produzida. Como mostrado na Figura 2, a quantidade produzida sob monopsonio é inferior à quantidade ótima, que seria produzida sob competição perfeita (menos soja é comprada e, portanto, menor quantidade de derivados é fabricada). Portanto, a existência de um único comprador reduz a eficiência alocativa do mercado de soja em grão. Conforme mostraram Carlton e Perloff (1999), o triângulo marcado em quadriculado na Figura 2 corresponde à perda de eficiência, ou peso-morto, devido à ação de um monopsonista.



Fonte: Baseado em Carlton e Perloff (1999)

Figura 2 - Efeito do monopsonio sobre preço e quantidade do insumo.

Em relação aos objetivos desta pesquisa, o que o referencial teórico indica é que firmas monopsonicas tenderiam a pagar menores preços aos seus fornecedores do que firmas competitivas. Assim, espera-se que quanto mais a estrutura de mercado se aproximar de um monopsonio, menor o preço pago aos fornecedores. Empiricamente, esse fato pode ser examinado relacionando índices de concentração aos preços pagos aos fornecedores, conforme relatado no item 3.2.

3. Métodos

Embora o modelo estrutura-conduta-desempenho envolva três componentes, a estrutura do mercado, a conduta empresarial e o desempenho do mercado, o presente trabalho segue o procedimento adotado por inúmeros trabalhos empíricos⁴ e examina a relação apenas entre estrutura e desempenho, deixando de lado a conduta. Ainda, como elemento principal da estrutura, utiliza-se o grau de concentração do

⁴ Martin (1993, capítulo 7) detalhou os principais trabalhos empíricos que estudaram a relação direta entre estrutura e desempenho.

mercado, medido por meio dos indicadores descritos no item seguinte. Como medida de desempenho é utilizado o preço recebido pelos produtores, conforme mostrado no item 3.2.

3.1. Índices de concentração

A mensuração da concentração industrial é normalmente realizada por meio do cálculo de dois tipos de indicadores: taxas de concentração e índices sumários. As várias medidas de concentração pretendem fornecer um indicador da concorrência existente em determinado mercado, isto é, quanto maior o valor da concentração, menor o grau de concorrência entre as empresas e mais concentrado (em uma ou poucas empresas) estará o poder de mercado da indústria.

Entre todos os índices existentes, o mais antigo e utilizado com maior frequência é a Taxa de Concentração (CR_k), em que a concentração é definida como o somatório das parcelas de mercado das k-ésimas maiores firmas. Neste estudo, utilizou-se a taxa de concentração das quatro maiores firmas (CR_4). A popularidade do CR_4 decorre da publicação desse índice por parte do “Bureau of the Census” dos Estados Unidos e também devido ao seu uso em inúmeros trabalhos empíricos.

As vantagens do uso de taxas de concentração são⁵ a facilidade de cálculo e a necessidade de informações apenas das maiores firmas. Desse modo, tem-se que a fórmula empregada para o cálculo do CR_4 é:

$$(CR_4) = \sum_{i=1}^4 s_i \quad (4)$$

em que s_i é parcela de mercado da i-ésima firma. Quanto maior o valor do índice, maior o poder de mercado potencial das quatro maiores empresas.

⁵ Ver Aguiar (2000).

Como o CR_4 concentra-se totalmente em quatro empresas, representando a desigualdade delas em relação às demais, mas não apontando o número de empresas na indústria, é comum utilizar também os índices sumários, cujo nome decorre do uso de informações (parcelas de mercado) de todas as firmas do mercado.

O índice sumário mais utilizado é o índice de Herfindahl–Hirschman (H), que é a soma do quadrado das parcelas de mercado de cada empresa. Desse modo, a fórmula empregada para o cálculo do índice H é:

$$H = \sum_{i=1}^N s_i^2 \quad (5)$$

em que s_i é a parcela decimal de mercado de cada uma das firmas do mercado estudado e N , o número total de empresas.

O índice H varia de zero a 1. No caso de monopólio, a parcela de mercado da única firma é igual a 1 e, portanto, o H também é igual a 1. À medida que mais firmas dividem o mercado, menor tende a ser o H . No caso de ‘ N ’ firmas iguais, o H é dado por $1/N$, aproximando-se de zero à medida que o número de firmas (N) aumenta.

Outra característica importante do índice H para os propósitos de análise de mercados é que, à medida que aumenta a desigualdade, o índice também aumenta. Assim, um valor do índice H próximo de 1 significa poucas firmas e, ou, distribuição desigual do mercado entre elas, o que implica maior poder de mercado potencial, e um valor do índice H próximo de zero significa muitas firmas e, ou, distribuição mais igualitária entre elas, implicando menor poder de mercado.

Uma consideração importante a respeito do índice H é que seu valor pode, muitas vezes, causar uma falsa sensação de ser baixa a concentração do mercado, por ser seu valor bastante próximo de zero. Uma forma de dimensionar mais precisamente o valor do índice H é por

meio do cálculo do número de firmas que um mercado teria para atingir determinado valor de H , caso todas as firmas fossem do mesmo tamanho, que consiste em $1/H$. Por isso, esse número é também calculado neste trabalho, juntamente com os valores do CR4 e do índice H .

3.2. Relação entre concentração e desempenho

Diversos indicadores têm sido utilizados para representar o desempenho do mercado, como taxas de lucro, margens de comercialização, preços etc. O problema de se utilizarem em taxas de lucros ou margens é que essas medidas podem estar aumentando por redução de custo (ganhos de eficiência) e não por abuso de poder de mercado. Por isso, neste trabalho utilizaram-se os preços como indicadores de desempenho, procedimento já adotado por outros autores, como Geithman et al. (1981), Menkhous et al. (1981), Marion e Geithman (1995) e Aguiar e Leismann (2001), entre outros. A interpretação da variável preço, generalizando o que mostrou o modelo teórico de monopólio, é a seguinte: havendo poder de mercado por parte das empresas processadoras de soja, estas tenderiam a pagar preços menores aos produtores.

Para avaliação do poder monopólio, segue-se o procedimento de Aguiar e Leismann (2001), que estimaram cinco modelos empíricos, devido ao fato de não se saber, *a priori*, qual a especificação da relação entre concentração e preço. Neste trabalho, para que todas as relações possíveis entre as variáveis independentes e a variável dependente possam ser testadas, optou-se por estimar oito equações, quais sejam:

$$P_i = \beta_1 + \beta_2 CR4_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$P_i = \beta_1 + \beta_2 H_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$P_i = \beta_1 + \beta_2 CR4_i + \beta_3 \quad (8)$$

$$P_i = \beta_1 + \beta_2 H_i + \beta_3 CA \quad (9)$$

$$P_i = \beta_1 + \beta_2 H_i + \beta_3 DI_i \quad (10)$$

$$P_i = \beta_1 + \beta_2 CR4_i + \beta_3 CA_i \quad (11)$$

$$P_i = \beta_1 + \beta_2 H_i + \beta_3 CA_i \quad (12)$$

$$P_i = \beta_1 + \beta_2 CR4_i + \beta_3 CA_i \quad (13)$$

em que:

P_i = preços médios recebidos pelos produtores no estado i , em 2003;

$CR4_i$ = taxa de concentração da indústria das quatro maiores empresas no estado i , em 2003;

H_i = índice de Herfindahl-Hirschman no estado i , em 2003;

$CAOC_i$ = índice de capacidade ociosa no esmagamento de soja no estado i , em 2003;

$DIST_i$ = distância entre a capital do estado i e o porto mais próximo;

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ = parâmetros a serem estimados da equação de regressão; e

ε_i = erros aleatórios, com suposição de distribuição normal, média zero e variância constante e independente.

As variáveis de concentração de mercado (CR_4 e H) são calculadas usando-se dados de capacidade de processamento. Com referência aos coeficientes de concentração de mercado estimados nas regressões, já que maior concentração implica maior poder monopsonico, supõe-se relação negativa entre concentração do comprador e preços recebidos pelos agricultores.

O índice de capacidade ociosa dos estados () é calculado, subtraindo-se a produção de soja de cada estado da sua capacidade de processamento e dividindo-se o resultado pela capacidade de processamento do estado. O resultado dessa operação é depois multiplicado por 100. Essa variável é usada para testar se o excesso de capacidade dificultaria o exercício de poder monopsonico, incrementando o poder de compensação dos agricultores. Portanto, a variável “capacidade ociosa” deve ter efeito positivo sobre os preços recebidos pelos agricultores⁶.

A última variável, incluída nas equações 10 a 13, é a distância entre a capital do estado i e o porto mais próximo ($DIST_i$). Essa variável é incluída na análise porque os agricultores alocados nos estados distantes dos portos podem ter recebido preços mais baixos por causa dos custos de transferência até os portos e não somente devido ao poder monopsonico mantido pela indústria de processamento. Esse efeito se manifestaria por meio de uma estimativa negativa para o coeficiente da variável “distância”.

$CAOC_i$

3.3. Fonte de dados

Para o cálculo dos índices CR_4 e H , utilizou-se a capacidade instalada de esmagamento das plantas em funcionamento de cada empresa em janeiro de 2003. Esses dados foram fornecidos pela empresa de consultoria J.J. Hinrichsen S.A. (Hinrichsen, 2003).

Para representar o poder de monopsonio das empresas esmagadoras foram utilizados os preços médios recebidos pelos produtores de soja em grão, obtidos na Fundação Getúlio Vargas (FGV). Os preços anuais foram obtidos a partir dos preços médios mensais (em dólar), por uma média

⁶ Nota-se que, embora a manutenção de capacidade ociosa esteja relacionada, em algumas indústrias, a condutas estratégicas das firmas para criar barreiras à entrada de concorrentes, no caso da indústria de soja, tal situação decorre da migração da produção de soja para novas áreas, não sendo, portanto, intencional.

ponderada, tendo como fatores de ponderação os volumes de compra das esmagadoras em cada mês. Dessa forma, considerando-se as informações da ABIOVE do volume de compras das indústrias entre fevereiro de 2003 e janeiro de 2004, os preços foram ponderados pelos seguintes percentuais: janeiro, 3,12%; fevereiro, 6,5%; março, 22,91%; abril, 26,0%; maio, 10,09%; junho, 5,81%; julho, 5,17%; agosto, 4,65%; setembro, 3,85%; outubro, 4,61%; novembro, 3,91%; e dezembro, 3,39%.

Outros dados utilizados foram as produções e a capacidade de esmagamento de cada um dos estados produtores de soja no Brasil no ano de 2003, por meio dos quais se calcularam os índices de capacidade ociosa.

A variável Distância (*DIST*) foi calculada por meio dos dados obtidos no site do Departamento Nacional de Infra-Estrutura de Transportes (DNIT), entre a capital de cada estado e o porto de embarque. Naturalmente, o ideal seria utilizar as distâncias das regiões produtoras de cada estado aos portos e não a distância a partir da capital, mas a carência de informações para alguns estados impediu que se utilizasse a medida ideal. Para o cálculo das distâncias médias dos estados que exportam por meio de mais de um porto, considerou-se a média aritmética da distância até cada porto⁷. Essas distâncias foram utilizadas como variável explicativa nas equações (10), (11), (12) e (13).

Os Estados do Amazonas e Piauí foram excluídos da análise econométrica por falta de dados de preços recebidos pelos produtores nesses estados. Portanto, as regressões foram feitas tendo como observações os seguintes estados: Paraná, Bahia, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Santa Catarina, Rio Grande do Sul e São Paulo.

⁷ Mais uma vez foi necessário utilizar a informação disponível e não a desejável. O ideal seria que as distâncias fossem ponderadas de acordo com a participação de cada porto, mas essa informação não está disponível para todos os estados.

4. Análise dos resultados

4.1. Análise da concentração de mercado

Para permitir uma avaliação da evolução histórica da concentração da indústria, na Tabela 1 apresentam-se as estimativas feitas neste trabalho e, também, as estimativas feitas por Aguiar (1994) para o ano de 1993 e Aguiar e Leismann (2001) para o ano de 1997. A primeira coluna da Tabela 1 discrimina os estados e o total do Brasil. As demais colunas referem-se ao índice de Herfindahl–Hirschman (H) e ao grau de concentração das quatro maiores empresas do mercado (CR_4), para os anos de 1993, 1997 e 2003, sucessivamente.

Iniciando pelos resultados agregados para o país, notou-se tendência de crescimento da concentração entre os três períodos, tanto por um índice quanto pelo outro. Enquanto a parcela de mercado das quatro maiores empresas aumentou, entre 1993 e 2003, mais de 10 pontos percentuais, o valor do índice H cresceu cerca de 55%. Ressaltando-se que o inverso do valor de H corresponde ao número de empresas de mesmo porte que proporcionariam o mesmo H calculado, a mudança verificada equivale a uma redução de 20 para 13 empresas, entre 1993 e 2003.

Tabela 1 - Índice de Herfindahl-Hirschman (H) e a evolução da parcela de mercado (em %) das quatro maiores empresas (CR_4) em termos de capacidade de processamento de soja nos estados produtores e no Brasil, nos anos de 1993, 1997 e 2003

Estados do Brasil
Paraná (PR)
Bahia (BA)
Goiás (GO)
Distrito Federal (DF)
Minas Gerais (MG)
Mato Grosso do Sul (MS)
Mato Grosso (MT)
Santa Catarina (SC)
Rio Grande do Sul (RS)
São Paulo (SP)
Piauí (PI)
Ceará (CE)

^(a) Aguiar (1994).

^(b) Aguiar e Leismann (2001).

^(c) Cálculos realizados pela autora a partir dos dados da J.J. HINRICHSEN S. A.

Focalizando os dados desagregados, notou-se que apenas um estado – Paraná – possuía, em 2003, índices de concentração inferiores aos calculados para o país, o que evidencia que os resultados agregados subestimam o poder de mercado desfrutado pelas empresas esmagadoras de soja na grande maioria dos mercados locais e regionais.

Em 2003, quatro estados apresentaram CR_4 iguais a 100%, e o índice H apontou que dois deles (Piauí e Amazonas) dispunham de monopsonios/monopólios, um possuía duas empresas (Bahia) e o outro três (MG), sendo todos, portanto, muito concentrados. No entanto, os Estados do

Paraná e Rio Grande do Sul apresentaram índices de concentração bastante inferiores, sendo o grau de concentração do Paraná, conforme falado anteriormente, menor do que o verificado no país. Os demais estados tiveram valores intermediários entre os verificados nos Estados do Paraná e Rio Grande do Sul e nos outros estados citados.

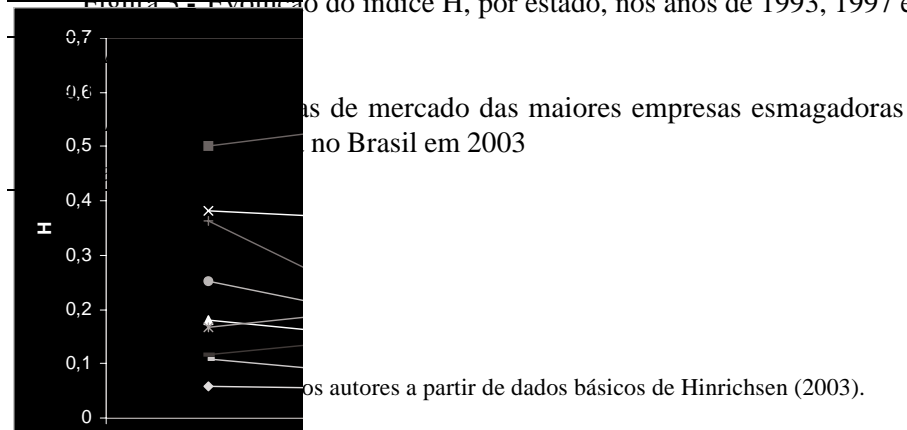
Outros aspectos que podem ser evidenciados na Tabela 1 são que os Estados do Ceará e de Pernambuco deixaram de processar soja em 2003, assim como o Distrito Federal, enquanto o Estado do Amazonas passou a ter capacidade de processamento apenas no terceiro período.

Analisando a evolução da concentração, por estado, notou-se (Figura 3) que, entre os estados que possuíam plantas de esmagamento de soja em todos os períodos, apenas São Paulo, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul tiveram redução de concentração entre 1997 e 2003. Desses, apenas Mato Grosso teve diminuição de concentração contínua entre os três períodos, enquanto os outros dois, redução em 2003 após terem experimentado aumento de concentração entre 1993 e 1997. Entre os que tiveram aumento de concentração em 2003, apenas Bahia apresentou aumento contínuo de concentração, uma vez que os Estados do Paraná, de Goiás, de Minas Gerais, de Santa Catarina e do Rio Grande do Sul tiveram queda de concentração entre 1993 e 1997, seguida de aumento entre 1997 e 2003.

Para completar a análise, os dados da Tabela 2 indicam quais eram as quatro maiores esmagadoras de soja do Brasil em janeiro de 2003. Nota-se, nessa tabela, que no Brasil como um todo a Bunge possuía capacidade de esmagamento bastante superior à das demais, atingindo quase 20% da capacidade total de esmagamento do país e mais que o dobro da segunda colocada, a Cargill. Naturalmente, as diferenças tenderiam a ser ainda maiores nos mercados regionais.

Fonte: Aguiar (1994) para 1993, Aguiar e Leismann (2001) para 1997 e elaboração dos autores a partir de dados de Hinrichsen (2003) para 2003

Figura 3 - Evolução do índice H, por estado, nos anos de 1993, 1997 e



4.2. Análise do uso de poder de monopólio

A partir dos dados coletados e dos cálculos dos índices necessários para operacionalizar as regressões, foram estimadas, para o ano de 2003, as equações (3) a (10), relacionando-se o preço recebido pelos produtores de soja em grão às variáveis referentes à estrutura do mercado, cujos resultados são apresentados no Quadro 1⁸.

Verifica-se, pelos resultados desse quadro, que somente as equações 5, 6 e 8 apresentaram coeficientes significativos. Observa-se, nesse quadro, que nas equações 5 e 6 tanto os parâmetros dos índices CR_4 , H e $CAOC$ quanto os interceptos são significativos em nível de até 5% de significância. No caso da equação 8, é a variável Distância que, juntamente com o CR_4 , apresentou coeficientes significativos em nível de 5% de probabilidade.

Em termos de coeficiente de determinação, com exceção das equações 6 e 7, que incluíam apenas as variáveis representativas da concentração de mercado, todas tiveram valores acima de 77%, o que indica que os preços recebidos pelos produtores podem, em grande parte, ser explicados pelas variáveis incluídas nos modelos.

A principal variável para os propósitos do presente estudo, a concentração do mercado, teve, considerando-se um nível de significância de pelo menos 10%, coeficientes significativos com o sinal esperado (negativo) em todas as estimações. Tais resultados evidenciaram, conforme se esperava, que maior concentração implicaria maior poder de mercado, o que refletiria em preços menores pagos aos produtores de soja.

Note-se que esse resultado já havia sido observado por Aguiar e Leismann (2001), no ano de 1997. Entretanto, no estudo desses autores apenas o índice H havia sido significativo, ao passo que neste trabalho até o índice CR_4 captou o efeito esperado.

⁸ As regressões foram estimadas por meio do software Eviews 4.1, desenvolvido pela Quantitative Micro Software. Como a presença de heteroscedasticidade, é bastante comum em estimações feitas com dados de corte –seccional, optou-se por estimar as regressões por meio do estimador heteroskedasticity consistent variance matrix, desenvolvido por White (1980).

Em relação à variável Distância, ela se mostrou significativa no nível de 5% em todas as equações em que essa variável foi incluída como explicativa. Os sinais negativos obtidos apontaram que os preços tenderam a ser menores em regiões mais afastadas dos portos de embarque, o que é consistente com a teoria.

Quadro 1 - Resultados das estimativas das equações (6) a (13), relacionando o preço recebido pelo produtor de soja em grão (P) com a concentração de mercado (índices CR4 e H), a capacidade ociosa (CAOC) e a distância (DIST), Brasil, 2003

Equações e R ²
(6) $P = \beta_1 + \beta_2 CR4 + \varepsilon$ R ² =0,299148
(7) $P = \beta_1 + \beta_2 H + \varepsilon$ R ² =0,253419
(8) $P = \beta_1 + \beta_2 CR4 + \beta_3 CAOC$ R ² =0,772924
(9) $P = \beta_1 + \beta_2 H + \beta_3 CAOC + \varepsilon$ R ² =0,828046
(10) $P = \beta_1 + \beta_2 H + \beta_3 DIST + \varepsilon$ R ² =0,894348
(11) $P = \beta_1 + \beta_2 CR4 + \beta_3 DIST + \varepsilon$ R ² =0,815000

* Significativo a 1% e ** significativo a 5% de significância. Entre parênteses estão os resultados do teste t, de Student, e entre colchetes, os níveis de significância dos testes de nulidade dos parâmetros. Todas as regressões tiveram nove observações.

A variável “capacidade ociosa” mostrou-se significativa a 1% quando incluída sem a variável “distância” [equações (8) e (9)], a 10% quando, além da variável “distância”, foi incluído o índice H e não-significativa quando acompanhada das variáveis “distância”, e CR4. O sinal positivo verificado indicou que maior capacidade ociosa por parte das firmas processadoras aumenta a concorrência pela compra de soja em grão, refletindo em preços maiores pagos aos produtores. O fato de a variável Capacidade ociosa estar significativa a 1% nas equações que não têm a variável Distância e não-significativa nas equações que incluem a variável Distância pode estar apontando que o fator mais relevante seja a Distância (que foi significativa a pelo menos 5% em todas as equações) e não a Capacidade ociosa. Na verdade, as regiões mais próximas aos portos de embarque são as que possuem maiores capacidades ociosas, e ambos os efeitos (menor distância e maior capacidade ociosa) tendem a implicar preços maiores.

5. Conclusões

O trabalho mostrou que a tendência de concentração da indústria esmagadora de soja já identificada em estudos referentes à década de 1990 acentuou-se no início da década de 2000. Esse efeito foi captado tanto pela parcela de mercado das quatro maiores empresas (CR4) quanto pelo índice H de concentração de mercado. Naturalmente, tal processo age no sentido de aumentar o poder de mercado da indústria esmagadora. Entretanto, dadas as características dessa indústria, o exercício de poder de mercado tende a se dar somente na compra de soja em grão, uma vez que as processadoras e *traders* tendem a ser “tomadoras de preços” na venda de soja em grão e derivados (óleo e farelo). Dessa forma, o poder monopsonico se manifestaria por meio do pagamento de preços menores aos produtores de soja, nos mercados em que a concentração fosse maior.

Dando suporte à hipótese de exercício de poder monopsonico, os resultados econométricos indicaram que tem sido viável, para as empresas processadoras, o exercício de poder de mercado em relação aos

produtores de soja. Além disso, o fato de o exercício de poder de mercado estar sendo restringido nos mercados em que há maior capacidade ociosa por parte da indústria evidencia que o exercício de poder se dá de maneira mais intensa, em que os processadores possuem maior poder de barganha em relação aos produtores de soja. Nesse sentido, estratégias de ação conjunta na comercialização de soja em grão, via cooperativas ou outras formas de parcerias entre os produtores, poderiam ser uma forma eficaz de confrontar o crescente poder da indústria esmagadora.

Finalizando, embora importantes conclusões tenham sido obtidas neste estudo, não se podem deixar de ressaltar as limitações inerentes ao trabalho executado. Inicialmente, o fato de se fazer uma análise de corte-seccional de um único ano reduz o poder de generalização dos resultados. O ideal seria o uso de estimações em painel, misturando cortes-seccionais e séries temporais para vários anos. Isso, porém, tornou-se impossível pela indisponibilidade de dados anuais da capacidade de esmagamento. Mas, como os resultados aqui foram coerentes com de outros estudos referentes à década de 1990, tem-se maior segurança para generalizá-los. Outra limitação, bastante séria, diz respeito à definição da variável Distância, em que se usou a distância entre os portos e as capitais e não a distância entre os portos e as regiões produtoras de cada estado. Por último, deve-se reconhecer que os mercados não se restringem a estados, uma vez que muitas regiões produtoras encontram-se próximas a divisas estaduais e o processamento poderia ocorrer em outros estados. Mais uma vez, a opção metodológica decorreu da indisponibilidade de dados. Entretanto, a expectativa é de trabalhos futuros que possam remover algumas das limitações aqui defrontadas e venham a fornecer evidências ainda mais precisas sobre o uso de poder de mercado na indústria brasileira de soja.

Referências

AGUIAR, D.R.D. A indústria de esmagamento de soja no Brasil: mudança estrutural, conduta e alguns indicadores de desempenho. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.32, n. 1, p. 23-46, 1994.

AGUIAR, D.R.D. Tendências da comercialização agrícola na virada do século. In: MONTOYA, M.A.; PARRÉ, J.L. **O agronegócio brasileiro no final do século XX – Estrutura produtiva, arquitetura organizacional e tendências**. Passo Fundo, RS: UPF Editora, 2000. v. 1.

AGUIAR, D.R.D. **Mercados agroindustriais e de futuros**. Viçosa, MG: UFV, 2002. p.21-41. (Apostila do Curso de Pós-Graduação “Lato Sensu” em Gestão de Agronegócio).

AGUIAR, D.R.D.; LEISMANN, E. L. Concentration-price relations in the brazilian soybean processing industry. **Annual Meeting American Agricultural Economics Association**. Chicago, 2001.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS VEGETAIS – ABIOVE. Disponível em: <www.abiove.com.br>. [diversas consultas].

BUNGE. [08 Nov.2003]. Disponível em: <www.bunde.com.br>.

CARGILL. [08 Nov. 2003]. <www.cargill.com.br>.

CARLTON, D.W.; PERLOFF, J.M. **Modern industrial organization**. 3. th. Reading: Addison-Wesley, 1999. COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. Disponível em: <www.conab.gov.br>. [diversas consultas].

DEPARTAMENTO NACIONAL DE INFRA-ESTRUTURA DE TRANSPORTES – DNIT. [01 Jun.2004]. Disponível em: <www.dnit.gov.br>.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS – FGV. Disponível em: <www.fgv.br>. [diversas consultas].

FNP Consultoria e Agroinformativos. **Boletim diário** – Soja, 2003.

GEITHMAN, F.E.; MARVEL, H.P.; WEISS, L.W. Concentration, price and critical concentration ratios. **Review of economics and statistics**, p. 346-353, 1981.

HINRICHSEN, J.J. **Anuário**, 2003.

MARION, B.W.; GEITHMAN, F.E. Concentration-price relations in regional fed cattle markets. **Review of Industrial Organization**, p. 1-19, 1995.

MARTIN, S. **Industrial economics** – Economic analysis and public policy. 2nd. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1993.

MASON, E.S. Price and production policies of large-scale enterprise. **American Economic Review**, 1939.

MENKHAUS, D.J.; St. CLAIR, J.S.; AHMADDAUD, A.Z. The effects of industry structure on price: a case in the beef industry. **W. J. Agri. Econ.**, p. 147-153, 1981.

MINISTÉRIO DA FAZENDA. Ato de concentração nº 08012.005486/2002-15, de 25 de fevereiro de 2003.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test of heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, p. 817-838, 1980.

WILLIAMS, G. W.; THOMPSON, R.W. A indústria de esmagamento de soja no Brasil: estrutura econômica e políticas de intervenção do governo no mercado. **Coleção Análise e Pesquisa**, Brasília, v.34, p. 80, 1988.

Abstract - This study aims to analyze the impacts of changes in the structure of the Brazilian soybean crushing industry on the performance of the soybeans complex. It was verified that the trend of concentration in the soybean crushing industry, which had already been verified by previous paper carried out in the decade of 1990, intensified in the beginning of the decade of 2000. The results regarding market power gave support to the hypothesis of monopsony power usage in the purchases of soybeans from the farmers. The results suggest that the crushing firms have had the ability to use market power against soybean farmers. However, the fact that the use of market power has been restricted in the markets where there is excess capacity suggests that the use of market power is less intense where crushing firms have less bargain power in relation to farmers. In this sense, strategies of cooperation in agricultural marketing, by means of either cooperatives or other forms of partnerships among farmers, could be an effective way of countervailing the increasing bargain power of the crushing industry.

Key words: Market power, market concentration, soybean industry.