

UMA ANÁLISE SOBRE PODER DE MERCADO AO LONGO DA CADEIA PRODUTIVA DA CARNE BOVINA NO BRASIL

Guilherme D'Alessandro Silva

Moisés de Andrade Resende Filho

Resumo: Investigam-se evidências de exercício de poder de monopólio no mercado do boi gordo e de poder de monopólio no mercado de carne bovina de 1996 a 2014 no Brasil. Utilizam-se séries de tempo anuais para estimar por mínimos quadrados em três estágios (3SLS) um sistema de equações adaptado do modelo de Schroeter (1988). Os resultados mostraram distorções significativas de preço de monopólio no mercado de carne bovina e de preço de monopólio no mercado do boi gordo. Ademais, tais distorções apresentaram tendência de crescimento no período, provavelmente causada pelo aumento da concentração nos setores de abate/processamento de carne e varejo.

Palavras-chaves: poder de mercado, nova organização industrial empírica (NOIE), séries de tempo, carne bovina, mínimos quadrados em três estágios (3SLS).

Keywords: market power, New Empirical Industrial Organization (NEIO), time series, beef meat, three stage least squares (3SLS).

1. Introdução

O rebanho bovino brasileiro é o maior comercialmente explorado no mundo, seguido da Índia, China, Estados Unidos e União Europeia. Em 2015, o rebanho bovino brasileiro totalizou 209,13 milhões de cabeças das quais 39,16 milhões se destinaram ao abate e o Produto Interno Bruto (PIB) da pecuária de corte foi de R\$169,39 bilhões, ou seja, cerca de 2,87% do PIB brasileiro (ESALQ/USP, 2015).

Nos últimos tempos, observa-se uma grande transformação e concentração no setor de processamento da carne, no qual os principais grupos frigoríficos, dispendo de um substancial incentivo do Banco Nacional de Desenvolvimento (BNDES), se fortaleceram por meio de fusões e aquisições

de plantas em diversos estados e países.

Quanto ao segmento distribuidor, observa-se que ao longo das últimas décadas as grandes redes varejistas passaram a ser mais relevantes na comercialização de carne e, com isso, o segmento se tornou mais concentrado, aumentando seu poder de barganha frente aos frigoríficos e, principalmente, aos consumidores (URSO, 2007).

O comportamento não competitivo leva à redução do excedente do consumidor (no caso de poder de monopólio) e diminuição do excedente do produtor (no caso de poder de monopólio), além de ocasionar, em ambos, perda de peso morto da economia. Daí a relevância de se detectar práticas não competitivas ao longo da cadeia produtiva da carne bovina (CPCB).

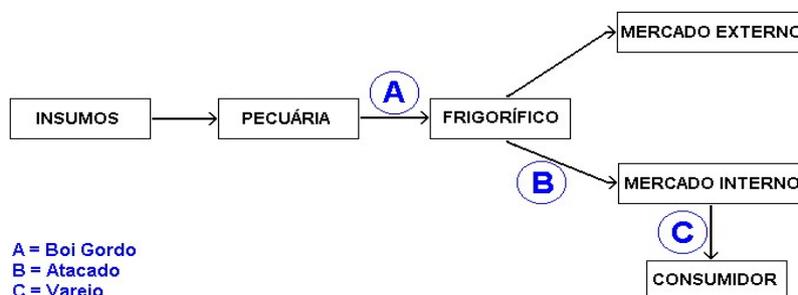
O objetivo deste trabalho é investigar empiricamente se há evidência de exercício de poder de monopólio no mercado formado pela interface dos segmentos pecuarista e abate/processamento/distribuição da carne; e de exercício de poder de monopólio no mercado formado pela interface dos segmentos abate/processamento/distribuição e consumidor final da CPCB no Brasil no período de 1996 a 2014.

Para isso, adaptou-se para o mercado brasileiro o modelo econométrico de Schroeter (1988) que está em linha com a Nova Organização Industrial Empírica (NOIE). Até onde sabemos, esta é a primeira vez que o clássico modelo de Schroeter (1988) é empregado na literatura nacional. Provavelmente, isso se deve a dificuldade em se obter dados. Nesse sentido, o presente trabalho documenta várias dificuldades na obtenção dos dados e supera a mais importante delas ao adaptar o método do inventário perpétuo para gerar a série do estoque de capital no setor agropecuário brasileiro.

2. A cadeia produtiva da carne bovina (CPCB) no Brasil

A CPCB no Brasil é composta por cinco elos conforme a Figura 1.

Figura 1. A Cadeia Produtiva da Carne Bovina (CPCB) no Brasil.



Fonte: Pinatti e Bini (2011).

O primeiro segmento da CPCB, “Insumos” na Figura 1, é o mais

distante do consumidor final ou mais acima na cadeia produtiva e responde pela produção de insumos, constituído por empresas voltadas à produção de rações, vacinas, genética animal e outros.

O segundo segmento da CPCB, “Pecuária” na Figura 1, responde pela cria, recria e engorda dos animais até o abate. Segundo a Pesquisa Pecuária Municipal (PPM) do IBGE, o rebanho brasileiro, em dezembro de 2014, era de 212,3 milhões de cabeças distribuídas em 2,7 milhões de estabelecimentos. O grande número de pecuaristas no Brasil indica que este segmento é caracterizado por uma estrutura pulverizada, com muitos ofertantes de boi gordo.

Com a finalização da engorda, os animais prontos para o abate são vendidos ao terceiro segmento da CPCB, “Frigorífico” na Figura 1. Este segmento é constituído pela indústria processadora de carne que responde pela aquisição do boi gordo junto aos pecuaristas e pelo abate, desossa, processamento, armazenamento, embalagem e venda da carne ao varejo

Nos últimos anos, a indústria frigorífica brasileira passou por uma ampla transformação estrutural. Os grandes grupos, fortaleceram-se adquirindo plantas produtivas e empresas em diversos estados e países. Com isso, o segmento de processamento de carne tornou-se cada vez mais concentrado. A partir dos dados do número de abates fiscalizado pelo Serviço de Inspeção Federal (SIF) e das informações coletas das empresas de capital aberto do setor frigoríficos, obtidas em Carvalho (2016), foi elaborada a Tabela 1 que apresenta a evolução do número de bovinos abatidos por essas três empresas e sua participação no total de bovinos abatidos. Observa-se um grande aumento da participação dessas três empresas no total de abate de bovinos no Brasil, saltando de 26,4 % em 2006 para 53,1% em 2014.

Tabela 1. Participação das três maiores no abate anual no Brasil (em milhões de cabeças)

Empresa	Ano								
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
JBS S.A.	3,41	3,62	3,9	5,92	6,48	6,92	7,37	8,68	9,38
Marfrig Alimentos	2,36	2,46	2,48	1,57	2,65	2,58	2,42	2,69	2,76
Minerva S.A.	0,79	0,98	1,04	1,29	1,44	1,69	1,71	2,01	2,13
Abate Total SIF	24,87	25,15	22,37	21,26	21,89	21,84	23,49	26,65	26,88
Participação três maiores empresas	26,4 %	28,1 %	33,2 %	41,3 %	48,3 %	51,2 %	49,0 %	50,2 %	53,1 %

Fonte: Carvalho (2016).

O quarto segmento da CPCB, “Mercado Interno” na Figura 1 é composto por varejistas (supermercados e açougues) que realizam a venda da carne bovina ao consumidor final. Nos últimos anos, os supermercados e hipermercados se tornaram os principais meios de comercialização da carne bovina no mercado interno, ganhando a preferência dos consumidores frente aos açougues (URSO 2007). Ao se relacionarem diretamente com o consumidor final, conseguem visualizar e conhecer as preferências e demandas do cliente. Com isso, as grandes redes de supermercado passaram a fazer frente ao poder de barganha dos frigoríficos, ao mesmo tempo em que aumentavam o seu poder de barganha junto aos consumidores de carne bovina.

Com base no faturamento bruto e participação de individual no mercado, Delgado e Oliveira (2015), apresentaram as informações presentes na Tabela 2, que mostram a evolução da concentração no varejo supermercadista brasileiro de 1998 até 2013, por meio de índices de taxas de concentração de mercado (CRk) calculados para as 5 e 10 maiores cadeias de supermercados atuantes no setor varejista do Brasil.

Tabela 2. Taxas de concentração (CR5, CR10) do setor varejista brasileiro, 1998-2006

Ano	CR5	CR10	Número de empresas
1998	0,4644	0,5594	688
1999	0,5995	0,6853	300
2000	0,6033	0,6923	500
2001	0,5973	0,6971	300
2002	0,5914	0,6864	300
2003	0,5709	0,6704	300
2004	0,6055	0,6848	500
2005	0,6266	0,7024	500
2006	0,6172	0,7008	500
2007	0,6264	0,7028	500
2008	0,6132	0,6906	500
2009	0,6245	0,7002	527
2010	0,6204	0,6857	679
2011	0,6212	0,6825	696
2012	0,6269	0,6871	710
2013	0,6055	0,6665	1069

Fonte: Delgado e Oliveira (2015).

O último segmento da CPCB, “Consumidor” na Figura 1, é constituído pelos consumidores finais de carne que são de diversos tipos, atomizados, pulverizados e que adquirem o produto final – a carne – dos varejistas.

3. Modelo teórico

A análise de índices de concentração é a forma mais utilizada pelas autoridades antitrustes para medirem o grau de competição vigente em um mercado. É muito comum a utilização do índice da Taxa de Concentração (CRk) e do índice sumário Herfindahl-Hirschman (HHI) calculado como a soma dos quadrados das parcelas de mercado de cada empresa (MARQUES, 1994).

Segundo Baker e Bresnahan (1992), as principais limitações em se buscar inferir comportamento não competitivo apenas com base em índices de concentração de mercado são: se a entrada de novas empresas no setor é fácil, a ameaça potencial pode fazer com que nenhuma empresa exerça o seu poder de mercado, não importando o tamanho da sua participação (mercados contestáveis); uma empresa pode ter uma grande participação no mercado apenas porque vende um produto homogêneo com custos menores (eficiência); e o cálculo de índices de concentração envolve, necessariamente, uma escolha arbitrária do mercado, ou seja, do grau de substitutabilidade limite para que um produto seja pertencente ao mercado em análise.

Outro conjunto de técnicas compreende o uso de dados contábeis para se investigar poder de mercado. No entanto, além da dificuldade inerente de se obter acesso a informações contábeis confiáveis das empresas, altos lucros ou margens podem indicar tanto eficiência quanto falta de competição no mercado, como explica Bragança (2003). Segundo o autor, como resposta ao desafio de mensurar o índice de Lerner (1934)¹ sem recorrer aos dados contábeis, desenvolveu-se um conjunto de modelos econométricos que a literatura convencionou chamar de Nova Organização Industrial Empírica (NOIE).

Um típico modelo da NOIE é um modelo econométrico de um único setor, construído com base na hipótese de que a relação entre preço e custo marginal das empresas é não observável. Com isso, inferências sobre as condutas de cada empresa e da indústria são realizadas a partir da estimação de um conjunto de parâmetros de equações comportamentais pelas quais as empresas determinam preços e quantidades (BRAGANÇA, 2003).

Seguindo a linha NOIE, o presente trabalho adapta o modelo baseado na variação conjectural proposto por Schroeter (1988) de modo a permitir detectar no Brasil: comportamento oligopsonístico no mercado formado pela interface dos segmentos pecuária e abate/processamento da carne ou segmento frigorífico; e comportamento oligopolista no mercado formado pela interface dos segmentos distribuição da carne bovina e consumidor final. Para tanto,

1 O índice de Lerner (1934) é $\Lambda = (p - C_{mg})/p$, em que p é o preço do produto e C_{mg} , o custo marginal de produção do produto.

considera-se que as firmas processadoras de carne competem imperfeitamente na aquisição de insumos e comercializam seus produtos para varejistas que competem imperfeitamente na venda do produto final para os consumidores. Presume-se que o setor de processamento de carne funciona como um oligopolista *upstream* que vende seus produtos para o setor varejista, também concentrado, que atua como um oligopolista *downstream* na venda de carne bovina para os consumidores, numa configuração de monopólio (oligopólio) bilateral.

Conforme Blair et al. (1989), em um arranjo de monopólio (oligopólio) bilateral, a solução ótima requer que o lucro seja maximizado em conjunto entre os dois setores monopolistas (oligopolistas), havendo incentivos para cooperação. Dessa forma, a produção total da indústria no segmento de processamento/distribuição/consumo é semelhante à produção resultante da maximização do lucro conjunto entre processadores e revendedores. Nessa configuração, independentemente de como é formado, o preço do bem intermediário (preço da carne no atacado) não funciona como dispositivo de racionamento de produto/insumos, servindo apenas como um instrumento para efetivar uma divisão dos lucros particular. Então, a quantidade de bem intermediário produzida é determinada da mesma forma que o preço e quantidade da produção final.

Por isso, diferentemente de Schroeter (1998), assume-se nessa adaptação que os processadores de carne e os varejistas funcionam integrados em uma única indústria de “processamento-varejo” que compete imperfeitamente na aquisição dos insumos produzidos pelos fazendeiros (boi gordo) e na venda da produção final para os consumidores.

Figura 2. Adaptação proposta ao modelo de Schroeter (1988)



Fonte: Elaboração própria.

Seguindo a adaptação proposta, é possível caracterizar essas indústrias integradas processadoras-varejistas como firmas indexadas por $j=1$,

2, ..., n, que produzem um produto homogêneo, no caso, carne bovina pronta para consumo, segundo uma tecnologia de proporções quase fixas. Essa tecnologia rege a transformação do boi gordo, insumo material, em carne e considera ser possível a substituição entre insumos não materiais (trabalho, energia, ...), ao mesmo tempo em que o insumo material deve ser utilizado na proporção fixa:

$$q_j = \alpha r_j \quad (1)$$

Em que α é o parâmetro que estabelece a taxa pela qual os animais (r_j) adquiridos pela empresa j são transformados em quilogramas de carne pronta para consumo (q_j).

Admitindo-se que o parâmetro α pode ser fixado de modo que as quantidades do insumo material e produto final possam ser representadas pela mesma variável, q_j , é possível estabelecer o problema da j -ésima empresa, que consiste em determinar q_j de modo a maximizar a função lucro corrente, ou seja:

$$\max_{q_j \geq 0} p(Q, \mathbf{z}_1) q_j - w_M(Q, \mathbf{z}_2) q_j - C_j(q_j, \mathbf{w}) \quad (2)$$

Em que $p(\cdot)$ é a função demanda inversa por carne bovina no varejo (mercado do produto), $Q = \sum_{j=1}^n q_j$ é a oferta de carne bovina no mercado varejista, q_j é a quantidade de carne bovina produzida pela empresa j ; $w_M(\cdot)$ é a função oferta inversa de animais para o abate (mercado do insumo material); $C_j(\cdot)$ é a função custo de produção de todos os insumos não materiais, \mathbf{w} é um vetor de preços dos insumos não materiais; e \mathbf{z}_1 e \mathbf{z}_2 são vetores de variáveis exógenas que afetam a demanda por carne bovina e a oferta de animais para o abate.

Manipulando as condições de primeira ordem do problema de maximização do lucro da j -ésima empresa (2) e assumindo satisfeitas as condições de segunda ordem, obtém-se que:

$$p(1 + \theta_j/\varepsilon) = w_M(1 + \theta_j/\eta) + \partial C(\cdot)_j / \partial q_j \quad (3)$$

em que $\theta_j = (\partial Q / \partial q_j)(q_j / Q)$ é a elasticidade conjectural da empresa j , $\varepsilon = (\partial Q / \partial p)(p / Q)$ é a elasticidade-preço da demanda de carne bovina e $\eta = (\partial Q / \partial w_M)(w_M / Q)$ é a elasticidade-preço da oferta de boi gordo.

Na equação (3), a variação conjectural, $\partial Q / \partial q_j$, no caso de uma empresa j tomadora do preço p , que não é capaz de alterar Q variando q_j , é zero e, conseqüentemente, a elasticidade conjectural desta, θ_j , também é zero. No entanto, no caso de uma empresa j do tipo *Cournot*, como $\partial Q / \partial q_j = 1$, a elasticidade conjectural desta é o seu próprio *market share*, $\theta_j = q_j / Q$. Pode-se ainda calcular índices de Lerner do *mark-up* relativo (L_j) no mercado

consumidor de carne bovina e do *mark-down* relativo (M_j) no mercado dos animais prontos para o abate (mercado do boi gordo) com base nas equações (4) e (5)²:

$$L_j = \frac{p - p(1 + \theta_j/\varepsilon)}{p} = -\frac{\theta_j}{\varepsilon} \quad (4)$$

$$M_j = \frac{w_M(1 + \theta_j/\eta) - w_M}{w_M} = \frac{\theta_j}{\eta} \quad (5)$$

Tal que, como $0 \leq \theta_j$, η , $|\varepsilon| \leq 1$ e se η e $|\varepsilon|$ são maiores que θ_j , quanto mais próximos de um forem M_j e L_j , maior é o comportamento oligopsonístico e oligopolístico da empresa j .

As dificuldades usuais de se obter dados de empresas impedem a estimação econométrica do modelo composto pelas equações (1) a (5). Assim, devem-se impor condições ao modelo de modo a reformulá-lo tal que seja possível estimá-lo com dados agregados em nível do setor (APPELBAUM, 1979; SCHROETER, 1988). Os passos a seguir operacionalizam essa adaptação. Admita que a função custo de produção dos insumos não materiais segue a forma polar de Gorman, que é condição necessária e suficiente para que o modelo da empresa representativa seja válido (VARIAN, 1992), segundo a equação (6):

$$C_j(q_j, \mathbf{w}) = C(\mathbf{w})q_j + G_j(\mathbf{w}), j = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

em que $C(\cdot)$ e $G_j(\cdot)$ são funções do vetor \mathbf{w} de preços dos insumos não materiais.

Como toda empresa j se depara com o mesmo vetor de preços dos insumos não materiais, \mathbf{w} , e a mesma função custo de produção (6), então, $\partial C_j(q_j, \mathbf{w})/\partial Q_j = C(\mathbf{w})$. Ou seja, a função custo marginal é a mesma para cada empresa $j = 1, 2, \dots, n$. Ademais, todas as empresas se deparam com os mesmos η , ε , $p(\cdot)$ e $w_M(\cdot)$, pois se tratam de elasticidades e funções de demanda e oferta de mercado. Com isso, pela condição (3), θ_j deve ser necessariamente o mesmo para cada empresa j , tal que a equação (3) sob a forma de Gorman da função custo (6) se torna:

$$p(1 + \theta/\varepsilon) = w_M(1 + \theta/\eta) + C(\mathbf{w}) \quad (3')$$

Para se chegar a um modelo passível de ser estimado, é necessário ainda especificar a forma funcional da função custo de produção na equação (6). Para tanto, considera-se que a função custos de produção dos insumos não materiais é de forma funcional generalizada Leontief, tal que $C(\mathbf{w}) = \sum_i \sum_k b_{ik}(w_i w_k)^{0,5} q_j$ e $\sum_{j=1}^n G_j(\mathbf{w}) = \sum_i b_i w_i$ e, em consequência disto, a

2 São índices de Lerner, pois $p(1 + \theta_j/\varepsilon)$ é a receita marginal que deve ser igual ao custo marginal e $w(1 + \theta_j/\eta)$ é o custo marginal do insumo material.

função custo de produção dos insumos não materiais do setor, obtida como a soma dos custo de produção de cada empresa ou $C(Q, \mathbf{w}) \equiv \sum_j C_j(q_j, \mathbf{w})$, é dada pela equação (7):

$$C(Q, \mathbf{w}) = \sum_i \sum_k b_{ik} (w_i w_k)^{0,5} Q + \sum_i b_i w_i \quad (7)$$

em que os subscritos i, k denotam insumos não materiais. Fixando-se os insumos não materiais como trabalho ($i=L$) e capital ($i=K$), impondo diretamente simetria à matriz de substituição, $b_{ik}=b_{ki}$ para todo i, k , e aplicando o lema de Shephard, pois as empresas são tomadoras de preços no mercado de insumos não materiais, obtêm-se funções demanda de mercado por trabalho L e capital K nas equações (8) e (9), tal que o sistema de equações simultâneas a ser estimado é:

$$X_K = (b_{KK} + b_{LK} + (w_L/w_K)^{0,5})Q + b_K \quad (8)$$

$$X_L = (b_{LL} + b_{LK} + (w_K/w_L)^{0,5})Q + b_L \quad (9)$$

$$p = [w_M(1 + \theta_j/\eta) + (b_{LL}w_L + 2b_{LK}(w_L * w_K)^{0,5} + b_{KK}w_K)] / (1 + \theta_j/\varepsilon) \quad (10)$$

$$\ln Q = a + \varepsilon \ln(p/S_1) + \gamma_1 \ln(p_h/S_1) + \gamma_2 \ln(p_c/S_1) + \gamma_3 \ln(Y/S_1) + \gamma_4 \ln(POP) \quad (11)$$

$$\ln Q = b + \eta \ln(w_M/S_2) + \delta_1 \ln(p_f/S_2) + \delta_2 \ln(C_s) \quad (12)$$

$$\text{com, } \theta_j = \theta_1 + \theta_2 w_L + \theta_3 w_K + \theta_4 t \quad (13)$$

em que a equação (11) é a função demanda de mercado da carne bovina, a equação (12) é a função oferta de mercado do boi gordo, S_1 é o índice de preços ao consumidor, p_h é o preço da carne de porco no varejo, p_c é o preço da carne de frango no varejo, Y é a renda per capita nominal da população brasileira, POP é o número total de indivíduos na população brasileira, S_2 é o índice de preços recebidos pelos fazendeiros, p_f é o preço do milho para ração e C_s é o total do rebanho bovino brasileiro ou estoque de gado nas fazendas. A variação conjectural θ_j é calculada segundo a equação (13) que é uma função de variáveis exógenas e que, assim, permitem conjecturas de equilíbrio variarem de acordo com as condições de mercado e t que é uma variável de tendência temporal incluída como *proxy* de possíveis variáveis omitidas.

A fim de se investigar o poder de mercado, será testado se θ_j é zero ou não em cada período. Como a hipótese conjunta $H_{01}: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0$ se confirmada é suficiente para que θ_j seja zero em cada período, esta foi testada contra a hipótese de que há pelo menos um θ diferente de zero, utilizando-se o teste de Wald. Ademais, procedeu-se ao teste direto da hipótese $H_{02}: \theta_j = 0$ contra a hipótese alternativa de que $\theta_j \neq 0$ em cada período de tempo, estimando-se os θ_j para cada observação na amostra e, com base nisso, efetuando testes de Wald. Finalmente, para verificar distorções de preços devido a poder de mercado de monopsonio e monopólio, foram realizadas análises com base nos índices de Lerner nas equações (4) e (5).

4. Estratégia de estimação, resultados e discussão

Com base nas equações (8) a (13), especificou-se o sistema de equações de séries de tempo (8') a (12') na forma estocástica:

$$X_{Kt} = (b_{KK} + b_{LK} + (w_L/w_K)^{0.5})Q_t + b_K + \phi_1 t + u_1 \quad (8')$$

$$X_{Lt} = (b_{LL} + b_{LK} + (w_K/w_L)^{0.5})Q_t + b_L + \phi_2 t + u_2 \quad (9')$$

$$p_t = [w_{Mt}(1 + (\theta_1 + \theta_2 w_{Lt} + \theta_3 w_{Kt} + \theta_4 t)/\eta) + (b_{LL} w_{Lt} + 2b_{LK}(w_{Lt} * w_{Kt})^{0.5} + b_{KK} w_{Kt})] / (1 + (\theta_1 + \theta_2 w_L + \theta_3 w_K + \theta_4 t)/\varepsilon) + u_3 \quad (10')$$

$$\ln Q_t = a + \varepsilon \ln(p_t/S_{1t}) + \gamma_1 \ln(p_{ht}/S_{1t}) + \gamma_2 \ln(p_{ct}/S_{1t}) + \gamma_3 \ln(Y_t/S_{1t}) + \gamma_4 \ln(POP_t) + u_4 \quad (11')$$

$$\ln Q_t = b + \eta \ln(w_{Mt}/S_{2t}) + \delta_1 \ln(p_{ft}/S_{2t}) + \delta_2 \ln(C_{st}) + u_5 \quad (12')$$

em que t é a variável tendência e foram incluídas também nas equações (8') e (9') como *proxies* para potenciais variáveis omitidas que variam no tempo, o subscrito t denota tempo, e u_1 , u_2 , u_3 , u_4 e u_5 são os termos de erro estocástico de cada equação do sistema.

No trabalho de referência, Schroeter (1988) não conseguiu obter dados confiáveis para o estoque de capital e, por isso, não incluiu a equação (8) no sistema de equações estimado.

No presente trabalho, o sistema de equações (8') a (12') foi estimado com o software *Eviews 9.5* pelo método de mínimo quadrado em três estágios (3SLS), utilizando-se dados anuais para os períodos de 1996 a 2014 e como variáveis instrumentais *um vetor de uns*, w_{Lt} , w_{Kt} , S_{1t} , p_{ht} , p_{ct} , Y_t , POP_t , S_{2t} , p_{ft} , C_{st} e t . Como se está interessado nos coeficientes estruturais e a amostra disponível é pequena, o 3SLS torna-se preferível ao método FIML, por ser menos demandante computacionalmente e estatisticamente (GILES, 2011).

4.1. Dados

As séries de tempo utilizadas para a estimação do sistema de equações (8') a (12') foram obtidas por meio de bases de dados disponibilizadas publicamente em sites web e em sites de acesso pago, como o Portal FGV Dados da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

Tabela 3. Descrição dos dados

Variável	Descrição	Frequência	Período	Fonte
p_t	Série de Preço da carne bovina no varejo – preço médio carne bovina no estado de SP - Unidade: R\$/kg	Mensal	05/1970 06/2016	IEA - SP http://ciagri.iea.sp.gov.br/nial/precos_medios.aspx?cod_sis=4
w_{Mt}	Série Preços boi gordo para corte - preços recebidos – Brasil – Unidade: R\$/15 kg	Mensal	01/1967 05/2016	IBRE – FGV http://portalibre.fgv.br
Q_t	Série Produção total carne bovina no Brasil – Unidade: 1000 MT CWE	Anual	1960 2016	USDA-FAS http://apps.fas.usda.gov/psdonline/psdQuery.aspx
S_{1t}	Série Índice de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA - Unidade: índice	Mensal	09/199306/ 2016	IBRE-FGV http://portalibre.fgv.br
S_{2t}	Série Índice de Preços Recebidos pelos fazendeiros – IPR - Animais. Unidade: índice, base do N° 01/08/1994	Mensal	01/1995 06/2016	IEA – SP http://ciagri.iea.sp.gov.br/nial/Indicadores_conjuntura.aspx
p_f	Série Preços da carne suína no varejo - preço médio carne suína no varejo estado de SP – Unidade: R\$/KG	Mensal	05/1970 06/2016	IEA- SP http://ciagri.iea.sp.gov.br/nial/precos_medios.aspx?cod_sis=4
P_c	Série Preços do frango no varejo - preço médio frango limpo no varejo estado de SP – Unidade: R\$/KG	Mensal	05/1970 06/2016	IEA –SP http://ciagri.iea.sp.gov.br/nial/precos_medios.aspx?cod_sis=4
Y_t	Série Renda domiciliar per capita média – Unidade: R\$	Anual	1995 2014	IPEADATA http://www.ipeadata.gov.br/
POP_t	Serie População brasileira residente - Revisão 2008 - Unidade: milhões de pessoas	Anual	1980 2050	IBGE http://seriesestatisticas.ibge.gov.br

Variável	Descrição	Frequência	Período	Fonte
C_{st}	Série Estoque de gado no Brasil – número de animais, gado. Unidade: 1000 cabeças	Anual	1960 2016	USDA-FAS http://apps.fas.usda.gov/psdonline/psdQuery.aspx
p_{ft}	Série Preço do milho utilizado em ração - Preço médio no atacado: milho SP- Unidade: R\$/60 Kg	Mensal	01/1985 02/2016	IPEADATA http://www.ipeadata.gov.br/
w_{Kt}	Série Valor de remuneração média do capital – taxa TJLP – Unidade: % a.m.	Mensal	01/1995 04/2016	IPEADATA http://www.ipeadata.gov.br/
w_{Lt}	Série Salário médio - no setor de Abate de reses, preparação de produtos de carne CNAE95. Unidade: R\$/h	Anual	01/1995 12/2014	MTE - CAGED http://bi.mte.gov.br/bgcaged/caged.php
X_{Lt}	Série Uso do trabalho – total de trabalhadores no setor de Abate de reses, prep. de produtos de carne -CNAE95– Unidade: Trabalhador	Anual	1995 2014	MTE - RAIS http://bi.mte.gov.br/bgcaged/rais.php
X_{Kt}	Série Uso do capital – série do estoque do capital nos setores 15.11, 15.12 e 15.13 da CNAE 1.0 e nos setores que compõe o item 10.1 da CNAE2.0 Unidade-R\$	Anual	1996 2014	IBGE_PIA ftp://ftp.ibge.gov.br/Industrias_Extrativas_e_de_Transformacao/Pesquisa_Industrial_Anuar/

Fonte: Elaboração própria.

A série do estoque de capital X_{Kt} não foi obtida diretamente no sítio do IBGE. Aliás, a falta de informação sobre os estoques de capital das indústrias brasileiras é um problema frequente das análises microeconômicas (ALVES e SILVA, 2008). Para contornar o problema, utilizou-se o método do inventário perpétuo, que consiste em uma forma indireta de se calcular o estoque de capital, considerando que a soma dos investimentos acumulados, devidamente depreciados, converge para o estoque de capital fixo das empresas. De acordo com o método, o estoque de capital do ano corrente é o resultado da soma do estoque de capital do ano anterior depreciado e os investimentos realizados no ano corrente:

$$X_{Kt} = I_t + (1 - \delta)X_{Kt-1} \quad (14)$$

Em que X_{Kt} e I_t representam o estoque de capital e o investimento realizado pelas firmas do setor no ano t , e δ é a taxa de depreciação. O investimento I_t para o período t é calculado: $I_t = \text{Aquisições}_t + \text{Melhorias}_t - \text{Baixas}_t$ (15)

Por meio da Pesquisa Industrial Anual (PIA) do IBGE, podem ser obtidos os dados de aquisições, melhorias e baixas para as indústrias brasileiras a partir de 1996. No entanto, como a metodologia da Classificação Nacional das Atividades Econômicas (CNAE) foi alterada em 2007, da CNAE 1.0 para 2.0, para a classificação de setores do período de 1996 a 2006 corresponder à classificação de setores do período de 2007 a 2014 foram agregados os dados de alguns setores além dos do setor de abate de reses. Deve-se ressaltar que os dados disponibilizados pelo PIA/IBGE foram fornecidos por empresas do setor. Como nem todas as empresas participantes da PIA fornecem informações sobre aquisições, melhorias e baixas, para a obtenção da série de investimento ponderou-se os valores informados e o número informantes, conforme Souza e Pinto (2015) e a equação (16):

$$I_t = \left(\frac{\text{Aquisições}_t}{N_Aquisições_t} \right) + \left(\frac{\text{Melhorias}_t}{N_Melhorias_t} \right) - \left(\frac{\text{Baixas}_t}{N_Baixas_t} \right) * N_Empresas_t \quad (16)$$

em que $N_Aquisições$ é o número de empresas que informaram os valores das aquisições, $N_Melhorias$ é o número de empresas que informaram os valores das melhorias, N_Baixas é o número de empresas que informaram sobre baixas e $N_Empresas$ é o número total de empresas que participaram do PIA.

A aplicação da equação (16) supõe que, em média, as empresas não declarantes realizaram o mesmo investimento que as declarantes. Dessa forma, é possível calcular o valor do investimento realizado no período em cada ano. No entanto, faltam os dados para calcular o valor do estoque inicial de capital X_{K0} . Para se obter X_{K0} , foi utilizada a fórmula abaixo com base em Young e Musgrave (1995):

$$X_{K0} = I_0 / (g_i + \delta) \quad (17)$$

Em que I_0 é o investimento inicial, g_i é a taxa de crescimento do setor e δ é a taxa de depreciação. Segundo Araújo (2014), os valores de g_i e δ para o setor de alimentação são 12,2% e 0,1. Utilizando esses valores e os dados obtidos no PIA/IBGE, foi possível calcular o estoque de capital inicial e, assim, gerar a série X_{Kt} sobre uso do capital.

Após o cálculo da série para o estoque de capital X_{Kt} , verificou-se que algumas das séries obtidas estavam em periodicidade diferentes. Então, foi necessário realizar a interpolação dos dados das séries que se encontravam em frequência mensal, para frequência anual. Para isso, utilizou-se o *software Eviews 9.5* e o método de conversão de frequência alta para baixa: média das observações. O período de estimação foi de 1996 a 2014.

Além disso, seguindo o trabalho de referência de Schroeter (1988), foi necessário converter as unidades de medidas das séries p_t , p_{ct} , p_{ht} , que estavam em R\$/kg para R\$/tonelada, multiplicando-as por 1000. Também a unidade de medida da série w_{Mt} , que estava em R\$15 kg foi alterada para R\$/tonelada, multiplicando-a por 100/15. Vale mencionar ainda que no trabalho de referência de Schroeter (1988), as séries p_t , p_{ct} , p_{ht} são dos preços no atacado em \$/tonelada de equivalente carcaça das carnes bovina, de frango e suína, mas na adaptação do modelo do presente trabalho, essas séries são relativas aos preços desses produtos no varejo.

4.2 Resultados

As estimativas 3SLS do sistema de equações (8') a (12') estão na Tabela 4.

Tabela 4. Resultados da estimação 3SLS, amostra 1996 – 2014

	Coefficiente Estimado	P> t 			Coefficiente Estimado	P> t
b_{KK}	1779,163	0,0000		b	-12,7219	0,0000
b_{LK}	2,7594	0,0921		η	0,5949	0,0029
b_{LL}	1,4666	0,0002		δ_1	-0,0079	0,8708
b_K	-17939459	0,0000		δ_2	1,6418	0,0000
b_L	12960,77	0,1472		θ_1	0,0948	0,0000
a	-5,9717	0,0001		θ_2	-7,01e ⁻⁰⁵	0,0007
ε	-0,3234	0,0000		θ_3	-0,1063	0,0017
γ_1	0,2741	0,0017		θ_4	0,0066	0,0004
γ_2	-0,0102	0,8895		ϕ_1	1995920	0,0000
γ_3	-0,0476	0,4014		ϕ_2	13458,73	0,0000
γ_4	2,9258	0,0000				
Valores convencionais de R² por equação						
(8')			0,9076			
(9')			0,9465			
(10')			Não se aplica			
(11')			0,9738			
(12')			0,8992			

Fonte: Elaboração própria.

Pelos resultados na Tabela 4, a função custo é côncava pelo valor positivo de b_{LK} (apesar de sua estimativa ser significativa somente ao nível de 10%, $P>|t|= 0,0921$). Valores positivos de b_{KK} , b_{LL} e b_L sugerem que a função custo é crescente e bem comportada com respeito ao preço do trabalho. O coeficiente b_L não foi estatisticamente significativo com $P>|t|= 0,1472$. A estimativa do coeficiente b_K , apesar de significativa, foi negativo e de uma magnitude muito alta, possivelmente devido a autocorrelação serial dos erros do modelo, já que não foi possível proceder a correção para autocorrelação de primeira ordem dos erros no sistema devido ao número reduzido de observações das séries utilizadas.

As estimativas para os coeficientes ε e γ_1 foram significativas e sugerem que a carne bovina é um bem comum, pois a elasticidade próprio-preço da demanda apresenta sinal negativo, e que a carne de porco é um bem substituto, pois o sinal do coeficiente γ_1 é positivo, sinalizando que um aumento

no preço da carne de porco proporciona um aumento na demanda por carne bovina. As estimativas para os coeficientes γ_2 e γ_3 não foram estatisticamente significativas, não sendo possível inferir como o aumento do preço da carne de frango e da renda média per capita influem no consumo de carne bovina. Já a estimativa para o coeficiente γ_4 foi significativa e indica que para cada 1% de aumento da população brasileira a demanda por carne bovina aumenta 2,9258%.

A estimativa do coeficiente η , elasticidade-preço da oferta de boi gordo, mostra que cada 1% de aumento no preço do boi gordo aumenta a quantidade ofertada de boi gordo em 0,5949%. A estimativa do coeficiente δ_1 não foi estatisticamente significativa, não sendo possível inferir como o preço do milho utilizado em ração influi na oferta de boi gordo. A estimativa do coeficiente δ_2 foi significativa e confirma a teoria de que a oferta de boi gordo é positivamente relacionada com o estoque de gado nas fazendas, tal que para cada 1% de aumento no estoque estima-se um aumento de 1,6418% na oferta de boi gordo.

Procedeu-se, então, às análises para o coeficiente θ_j . Utilizando-se o teste de Wald, foi testado se $H_{0j}: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0$. Os resultados mostram que nem todos os θ 's são iguais a zero e, portanto, pode ser que ocorra exercício de poder de monopólio e monopsonio no período.

Tabela 5. Testes de Wald

Estatística de Teste	Valor	Graus de liberdade	p-valor
Qui-Quadrado	24,7677	4	0,0001
Restrição Normalizada (=0)	Valor	Erro padrão	
θ_1	0,0948	0,0217	
θ_2	-7,01e ⁻⁰⁵	1,98 e ⁻⁰⁵	
θ_3	-0,1063	0,0326	
θ_4	0,0066	0,0018	

Fonte: Elaboração própria.

A partir dos valores estimados para $\theta_1, \theta_2, \theta_3$ e θ_4 foram calculados os valores da elasticidade conjectural θ_j para cada observação da amostra, conforme estabelecido pela equação (13). Com intuito de verificar o suposto poder de mercado de monopsonio e de monopólio, foram calculadas as

distorções de preço de monopólio L e de monopólio M , utilizando, para isso, os índices de Lerner estabelecidos nas equações (4) e (5).

A Tabela 6, abaixo, apresenta os valores estimados e os erros padrões da elasticidade conjectural θ_j e dos índices de monopólio e monopólio para período de 1996 a 2014.

Tabela 6. Elasticidade conjectural e distorções de preço de monopólio/monopólio.

Ano	Elasticidade Conjectural, θ_j			Mark-up relativo, distorção de preço de monopólio $L = -\theta/\epsilon$			Mark-Down relativo, distorção de preço de monopólio $M = \theta/\eta$		
	Estimativa	Erro padrão	p-valor	Estimativa	Erro padrão	p-valor	Estimativa	Erro padrão	p-valor
1996	-0,0064	(0,021)	0,7649	-0,0197	(0,066)	0,7640	-0,0107	(0,036)	0,7683
1997	-0,0021	(0,021)	0,9201	-0,0066	(0,066)	0,9200	-0,0036	(0,036)	0,9205
1998	0,0199	(0,018)	0,2784	0,0616	(0,056)	0,2724	0,0335	(0,031)	0,2717
1999	0,0434	(0,017)	0,0106	0,1341	(0,047)	0,0045	0,0729	(0,031)	0,0172
2000	0,0803	(0,019)	0,0000	0,2482	(0,039)	0,0000	0,1349	(0,042)	0,0013
2001	0,0877	(0,020)	0,0000	0,2712	(0,037)	0,0000	0,1475	(0,046)	0,0012
2002	0,0793	(0,019)	0,0000	0,2452	(0,038)	0,0000	0,1333	(0,042)	0,0014
2003	0,0647	(0,018)	0,0003	0,2000	(0,042)	0,0000	0,1088	(0,037)	0,0032
2004	0,0916	(0,020)	0,0000	0,2831	(0,037)	0,0000	0,1539	(0,047)	0,0011
2005	0,0853	(0,020)	0,0000	0,2639	(0,037)	0,0000	0,1435	(0,045)	0,0014
2006	0,0970	(0,021)	0,0000	0,3000	(0,036)	0,0000	0,1631	(0,050)	0,0012
2007	0,1064	(0,023)	0,0000	0,3291	(0,035)	0,0000	0,1789	(0,055)	0,0011
2008	0,1074	(0,023)	0,0000	0,3320	(0,035)	0,0000	0,1805	(0,056)	0,0011
2009	0,1185	(0,025)	0,0000	0,3663	(0,035)	0,0000	0,1991	(0,061)	0,0011
2010	0,1203	(0,025)	0,0000	0,3719	(0,035)	0,0000	0,2022	(0,062)	0,0011
2011	0,1146	(0,024)	0,0000	0,3542	(0,034)	0,0000	0,1926	(0,059)	0,0012
2012	0,1239	(0,026)	0,0000	0,3830	(0,035)	0,0000	0,2082	(0,064)	0,0011
2013	0,1222	(0,025)	0,0000	0,3779	(0,035)	0,0000	0,2054	(0,063)	0,0011
2014	0,1153	(0,024)	0,0000	0,3566	(0,035)	0,0000	0,1939	(0,060)	0,0012

Fonte: Elaboração própria.

As estimativas obtidas para elasticidade conjectural θ_j foram iguais a

0 pelo teste de Wald, de 1996 a 1998, e significativamente maiores que zero para todo o período de 1999 a 2014. Isso sugere que entre 1996 e 1998 as empresas operavam enquanto tomadoras de preço na compra do boi gordo e na venda de carne bovina, mas a partir de 1999, passam a operar cada vez mais como fixadoras de preços (*price setters*) nesses mercados, pois observa-se um aumento pequeno e gradual da elasticidade conjectural θ_j nesse período.

As estimativas para os índices de distorção do preço de monopólio L e de distorção do preço de monopsônio M não foram diferentes de zero para os anos de 1996 a 1998 pelo teste de Wald, como esperado pelos resultados obtidos para θ_j . A partir de 1999, os valores estimados para índice L foram significativamente maiores que zero, crescendo consideravelmente até 37,2% em 2010. De 2010 até 2014, os valores estimados variaram entre 35,4% a 38,3%, mas sempre acima de 35%. Ou seja, as empresas estabeleciam preços da carne bovina 35% acima do seu custo marginal ou preço de mercado em concorrência perfeita.

Os valores estimados para o índice M, a partir de 1999, também foram significativamente maiores do que zero, mas tiveram um crescimento menor quando comparado ao índice L. Em 2014, o índice de distorção de preço do monopsônio encontrava-se em cerca de 19,4%, indicando que os frigoríficos praticavam um preço 19,4% abaixo do que seria o preço do boi gordo em um mercado em concorrência perfeita.

Devido à dificuldade de se obter dados públicos por firma sobre quantidade de abates e/ou faturamento, tanto no mercado de processamento de carne como no varejista, os indicadores de concentração de mercado utilizados neste trabalho para se contrastar com resultados estimados foram os obtidos na literatura, conforme as Tabelas 1 e 2, não abrangendo todo período das estimativas, no entanto, período obtido foi suficiente para se realizar ilações.

A Tabela 1 mostra que a participação das três maiores empresas frigoríficas do Brasil no total de abates de bovinos no Brasil, saltou de 26,4% em 2006 para 53,1% em 2014, o que comprova o processo de aumento de concentração desse setor. Já a Tabela 2, mostra que as 5 maiores empresas do mercado varejista supermercadista aumentaram sua participação de mercado de 46,4% em 1998 para 60,6% em 2013, mostrando um aumento de concentração.

Diante desses dados e dos resultados obtidos nas estimativas, pode-se inferir que o aumento nas concentrações das indústrias de processamento e varejo de carne bovina, foi acompanhado por um aumento significativo no poder de monopsônio dos frigoríficos no mercado do boi gordo e, em maior magnitude ainda, no poder de monopólio conjunto dos frigoríficos e varejistas no mercado da carne bovina vendida ao consumidor final.

5. Conclusão

O recente aumento da concentração de mercado no setor de processamento de carne, impulsionado pelos empréstimos subsidiados e financiamentos para expansão de grandes frigoríficos, somado ao aumento da concentração de mercado no setor varejista brasileiro, fizeram com que se aumentassem as suspeitas sobre a existência de possíveis comportamentos não competitivos ao longo da cadeia produtiva da carne bovina no Brasil.

O presente trabalho buscou investigar empiricamente essa possibilidade, adaptando o modelo de equações estruturais proposto por Schroeter (1988), na linha da Nova Organização Industrial Empírica, para verificar a existência de evidências de exercícios de poder de monopólio e/ou monopólio nos dois mercados formados, respectivamente, pela interface entre os segmentos pecuarista e o de abate/processamento da carne e pela interface entre o segmento abate/processamento de carne e o consumidor final.

Utilizando séries de dados anuais para o período de 1996 a 2014, o modelo de Schroeter (1988) adaptado ao nosso estudo foi estimado pelo método de mínimo quadrado em três estágios (3SLS) e utilizado para calcular as distorções de preço de monopólio e de preço de monopólio para no período analisado. Os resultados obtidos mostram significantes distorções de preços de monopólio e de monopólio, as quais apresentaram uma tendência de crescimento no período, provavelmente devido ao aumento da concentração de mercado das indústrias de abate, processamento e varejo de carne.

Ressalta-se que os resultados apesar de mostrarem um aumento do exercício de poder de mercado tanto no mercado de boi gordo quanto no de carne bovina, não revelam informações sobre economias de escala e eficiência geradas pela maior concentração das firmas. Assim, é importante que trabalhos futuros também analisassem essas questões para uma avaliação dos efeitos líquidos do aumento da concentração no bem-estar da população.

6. Referências

ALVES, P.; SILVA, A. M. **Estimativa do estoque de capital das empresas industriais brasileiras**. 2008. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/1476>>. Acesso em: 09 mai. 2016.

APPELBAUM, E. Testing price taking behavior. **Journal of Econometrics**, v. 9, p. 283-294, 1979.

_____. The Estimation of the Degree of Oligopoly Power. **Journal of Econometrics**, v. 19, p. 287-299, 1982.

ARAÚJO, V. L. A. **Cálculo da elasticidade de substituição da indústria**

brasileira e duas aplicações ao comércio internacional. 2014. 70f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de Brasília, Brasília, 2014.

BAKER, J.; BRESNAHAN, T. Empirical methods of identifying and measuring market power. **Antitrust Law Journal**, v. 61, p. 3-16, 1992.

BLAIR, R. D.; KASERMAN, D. L.; ROMANO, R.E. A Pedagogical Treatment of Bilateral Monopoly. **Southern Economic Journal**, v.55, p. 831-841, 1989.

BRAGANÇA, G.G. F. **Poder de mercado do café brasileiro nos EUA: abordagem via demanda residual.** 2003. 44 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2003.

CARVALHO, T.B. **Estratégias de crescimento e reestruturação da indústria de carne bovina no Brasil: o papel de políticas discricionárias.** 2016. 164f. Tese (Doutorado em Administração), Universidade de São Paulo, São Paulo, 2016.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA) – ESALQ/USP. **PIB Agro CEPEA-USP/CAN.** 2015. Disponível em: < http://www.cepea.esalq.usp.br/pib/other/PIB_Cepea_1995_2015.xlsx>. Acesso em: 09 set. 2016.

DELGADO, F.; OLIVEIRA, J. C. Análise da evolução da concentração industrial no varejo supermercadista brasileiro entre 1998 e 2013. *Estudos do CEPE (UNISC)*, v. 42, p. 43-62, 2015.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VERGAS. **Instituto Brasileiro de Economia.** Disponível em: <<http://portalibre.fgv.br>>. Acesso em: 09 set. 2016.

GILES, D. E. **Flip a Coin – FIML or 3SLS ?** 2011. Disponível em: <<http://davegiles.blogspot.com.br/2011/08/flip-coin-fiml-or-3sls.html>>. Acesso em: 09 set. 2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Índice de Indústrias Extrativas e de Transformação/Pesquisa Industrial Anual.** Disponível em: <ftp://ftp.ibge.gov.br/Industrias_Extrativas_e_de_Transformacao/Pesquisa_Industrial_Anuar/>. Acesso em: 09 set. 2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Pecuária Municipal 1974-2015.** 2014. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/pesquisas/ppm/default.asp?o=26&i=P>>. Acesso em: 09 set. 2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Séries Históricas e Estatísticas.** Disponível em: <<http://seriesestatisticas.ibge.gov.br>>. Acesso em: 09 set. 2016.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. **Indicadores de Conjuntura Agropecuária, Estado de São Paulo.** 2016. Disponível em: <http://ciagri.iea.sp.gov.br/nia1/Indicadores_conjuntura.aspx>. Acesso em: 09 set. 2016.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. **Preços Médios Mensais no Varejo.** 2016. Disponível em: <http://ciagri.iea.sp.gov.br/nia1/precos_medios.aspx?cod_sis=4>. Acesso em: 09 set. 2016.

IPEADATA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 09 set. 2016.

MARQUES, P.V. Contribuição ao estudo da organização agroindustrial: o caso da indústria de frango de corte no estado de São Paulo. **Scientia Agricola**, v.51, p. 8-16, 1994.

MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO. Cadastro Geral de Empregados e Desempregados. Disponível em: <<http://bi.mte.gov.br/bgcaged/caged.php>>. Acesso em: 06 mai. 2016

MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO. Relação Anual de Informações. Disponível em: <<http://bi.mte.gov.br/bgcaged/rais.php>>. Acesso em: 06 mai. 2016

PINATTI, E.; BINI, D. L. C. **Carne Bovina: comportamento de preços: 2010.** 2011. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/LerTexto.php?codTexto=12100>>. Acesso em: 09 set. 2016.

SCHROETER, J.R. Estimating the degree of market power in the beef packing industry. **The Review of Economics and Statistics**, v.70, p. 158-162, 1988.

SOUZA, C. E.; PINTO, L. B. T. Investimento direto estrangeiro e produtividade nos setores da indústria brasileira. 2015. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/4128>>. Acesso em: 19 ago. 2016.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Foreign Agriculture Service. Disponível em: <<http://apps.fas.usda.gov/psdonline/psdQuery.aspx>>. Acesso em: 09 set. 2016.

URSO, F.S P. **A cadeia de carne bovina no Brasil: uma análise de poder de Mercado e teoria da informação.** 2007. Tese (Doutorado em Economia de Empresas) - Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2007.

VARIAN, H. R. **Microeconomic analysis**, 3rd edition. New York: Norton & Company, Inc., 1992.

YOUNG, A. H.; MUSGRAVE, J. C. Estimation of capital stock in the United States. In: USHER, Dan. **The measurement of capital.** Chicago: The University of Chicago Press, 1980, p. 23-82.