

GRACIELA APARECIDA PROFETA

**IDENTIFICAÇÃO, ANÁLISE E IMPLICAÇÕES DO PODER DE MERCADO
NA INDÚSTRIA BRASILEIRA DE CARNE DE FRANGO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2010

GRACIELA APARECIDA PROFETA

**IDENTIFICAÇÃO, ANÁLISE E IMPLICAÇÕES DO PODER DE MERCADO
NA INDÚSTRIA BRASILEIRA DE CARNE DE FRANGO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 09 de julho de 2010.

Prof^ª Marília Fernandes Maciel Gomes
(Coorientadora)

Prof. Roberto Serpa Dias

Prof. João Ricardo Ferreira de Lima

Prof. Marcelo José Braga

Prof^ª Viviani Silva Lício
(Orientadora)

AGRADECIMENTOS

A Deus, pelo amor incondicional, pela luz que sempre guiou meus passos, pelas pessoas maravilhosas escolhidas para estarem ao meu lado, pela força e amparo.

Aos meus pais, minhas irmãs, meu irmão e minha “vozinha” Estela, que sempre foram e serão meu refúgio, minha inspiração, meus melhores exemplos, a eles que sempre foram minha maior motivação.

À minha querida orientadora, muito mais que conselheira, a mão que sempre esteve estendida, fonte de segurança, proteção, compreensão, incentivo e carinho.

Aos meus co-orientadores, Prof^a Marília F. Maciel Gomes e Prof^o Leonardo Bornarcki de Mattos pelas discussões e preciosas contribuições para esta dissertação.

Aos professores do Departamento de Economia Rural, pelos ensinamentos compartilhados, por contribuírem para minha formação acadêmica. Em especial, à professora Viviani, também minha orientadora desde a graduação, pelas oportunidades concedidas, pela presença e principalmente por ter acreditado que eu “podia” as vezes até mais do eu mesma acreditava.

A todos os funcionários do Departamento de Economia Rural, pelo carinho, atenção e colaboração no dia-a-dia. Em especial, agradeço à Carminha, Anísia, Helena, “Brilhante” e Leony.

A Universidade Federal de Viçosa, especificamente ao Departamento de Economia por meio do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, por ter me permitido conhecimento único e realização do mestrado. Agradeço também ao CNPq pela bolsa de estudos.

À Rosangela Fernandes pela essencial ajuda na elaboração da dissertação. Por ter compartilhado o conhecimento adquirido de maneira plena.

A todos os amigos do DER que sempre souberam me ouvir e até mesmo perdoar minhas falhas quanto amiga, colega e como pessoa. Especialmente agradeço ao grande amigo Roni por me amparar sempre nesta caminhada. À Gláucia e ao Vladimir, que contribuíram de maneira significativa na fase final da dissertação.

A minha família do “202” e do “terraço” por simplesmente me apoiar, escutar, compartilhar, festejar, por me proporcionarem momentos de descontração tão importantes para que eu pudesse recuperar forças e continuar sempre.

A todos aqueles que, de maneira direta ou indireta, contribuíram para a realização desta tese.

BIOGRAFIA

Graciela Aparecida Profeta, filha de José Pedro Profeta e Maria Aparecida Rodrigues Profeta, nasceu em Piranga, MG, no dia 15 de maio de 1982.

Em março de 2004, iniciou o Curso de graduação em Gestão do Agronegócio pela Universidade Federal de Viçosa, graduando-se em julho 2008.

Em Agosto de 2008, ingressou-se no Programa de Pós-Graduação, em nível de Mestrado em Economia Aplicada, da Universidade Federal de Viçosa, submetendo-se a defesa de tese em julho de 2010.

ÍNDICE

LISTA DE TABELAS	vi
LISTA DE FIGURAS	ix
RESUMO.....	x
ABSTRACT.....	xii
1. INTRODUÇÃO.....	01
1.1. O mercado de frangos de corte no Brasil: estrutura e dinâmica recente	01
1.1.1. O segmento de abate e processamento de frangos no Brasil: coordenação, concentração e sinalização de poder de mercado	04
1.2. Problema e sua importância.....	09
1.3. Hipótese.....	13
1.4. Objetivos	13
1.4.1. Objetivo geral	13
1.4.2. Objetivos específicos.....	13
1.5. Estrutura do trabalho	14
2. REVISÃO DE LITERATURA	14
2.1. Alguns estudos em Organização industrial com foco na estrutura de mercado e na conduta das firmas	14
2.2. Definição do mercado relevante	22
3. REFERENCIAL TEÓRICO	32
3.1. O Modelo Estrutura-Condução-Desempenho (ECD) versus A Teoria da Nova Organização Industrial Empírica (NEIO)	32
3.2. O poder de mercado com base na Teoria da Nova Organização Industrial Empírica (NEIO)	36
3.3. Críticas aos modelos da Nova Organização Industrial Empírica	45
3.4. Níveis de bem-estar	48
4. METODOLOGIA	54
4.1. Delimitação do mercado relevante sob a ótica do produto	54
4.1.1. Identificação da sensibilidade de preço no longo prazo a partir de parâmetros estimados no vetor de correção de erros inserido nas equações de demandas dinâmicas	55
4.1.2. Análise da relação entre os preços	58
4.2. Reformulação dinâmica do modelo de Bresnahan (1982)	65

4.3.	A reformulação dinâmica e o mecanismo de correção de erros	69
4.3.1.	Teste de Separabilidade e o teorema da impossibilidade de Lau	71
4.4.	Modelo econométrico conforme Steen e Salvanes (1999)	72
4.5.	Procedimentos para identificação da perda de bem-estar (DWL)	77
4.6.	Descrição das variáveis, fonte e tratamento dos dados	79
5.	RESULTADOS E DISCUSSÃO	83
5.1.	Delimitações dos mercados relevantes para a indústria brasileira de carne de frango inteiro congelado	84
5.2.	Delimitações dos mercados relevantes sob a ótica do produto considerando a carne de frango (frango inteiro congelado) nas cinco praças estudadas	86
5.2.1.	Delimitação do mercado relevante por meio estimativas das elasticidades-preço direta e cruzada da demanda	86
5.2.2.	Análise das relações entre os preços e do mercado relevante para as praças estudadas preço direta e cruzada da demanda	89
5.3.	Determinação do poder de mercado	102
5.3.1.	Validação do procedimento de estimação do poder de mercado	102
5.3.2.	Testes preliminares à estimação do grau de poder de mercado	103
5.3.3.	Mensuração do grau de poder de mercado seguindo os procedimentos sugeridos por Steen e Salvanes (1999)	116
5.4.	Mensuração do Bem-Estar	140
6.	RESUMO E CONCLUSÕES	143
7.	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	148
	ANEXOS	158

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Parcelas de mercado referente à produção por cabeças abatidas para o período de 2003 a 2007	06
Tabela 2 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na estimação do modelo dinâmico para a determinação do grau de poder de mercado da indústria brasileira de carne de frango, janeiro de 2003 a outubro de 2009	81
Tabela 3 – Análise de sensibilidade de preço no longo prazo a partir de parâmetros estimados no vetor de correção de erros inserido na equação de demanda dinâmica para janeiro de 2003 a outubro de 2009	87
Tabela 4 – Resultados do teste de raiz unitária com quebra estrutural, janeiro de 2003 a outubro de 2009	93
Tabela 5 – Testes do traço e do máximo autovalor para cointegração entre os preços do frango inteiro congelado e da carne substituta† para as cinco praças analisadas	95
Tabela 6- Teste de causalidade de Granger entre os preços do frango inteiro congelado e da carne substituta para as praças de referência	97
Tabela 7- Resultados do teste de raiz unitária com quebra estrutural, janeiro de 2003 a outubro de 2009 (continua)	105
Tabela 8– Testes do traço e do máximo autovalor para cointegração entre as variáveis integradas de ordem um, e o vetores normalizados, P1, estimados para as demandas dinâmicas	112
Tabela 9 – Testes do traço e do máximo autovalor para cointegração entre as variáveis integradas de ordem um, e o vetores normalizados, V1, estimados para as ofertas dinâmicas	114
Tabela 10 – Resultados dos testes de separabilidade na variável PZ	116
Tabela 11- Estimativas para as funções de demanda dinâmicas por carne de frango no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009 (continua)	120
Tabela 12- Resgate dos coeficientes das variáveis que formaram o vetor de correção de erros P1 a partir do parâmetro de ajuste, α , estimados nas funções de demandas para as cinco praças em análise	125
Tabela 13- Estimativas dos coeficientes de longo prazo do vetor de correção de erros e das elasticidades de longo prazo para as funções de demandas, no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009	126
Tabela 14- Estimativas de OLS para as relações de oferta dinâmicas por frango inteiro congelado no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009 (continua)	130
Tabela 15 – Resultados dos testes de hipóteses para o grau de poder de mercado	134

de curto prazo

Tabela 16- Resgate dos coeficientes das variáveis que formaram o vetor de correção de erros V1 a partir do parâmetro de ajuste, ψ , estimados nas relações de ofertas para as cinco praças em análise	136
Tabela 17- Estimativas dos coeficientes de longo prazo do vetor de correção de erros para as relações de ofertas, no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009	137
Tabela 18 – Resultados dos testes de hipóteses para o grau de poder de mercado de longo prazo	138
Tabela 19- Percentual da perda líquida social (DWL) em relação à receita total da indústria brasileira de carne de frango, para o período 2003 a 2007	141
Tabela 1A – Resultados do teste ADF a partir do procedimento descrito em Enders (1995), janeiro de 2003 a outubro de 2009	159
Tabela 2A- Resultados do teste de raiz unitária DF-GLS para as variáveis no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009 (continua)	160
Tabela 3A - Resultados dos testes de seleção de defasagens, critérios AIC, SC e HQ	163
Tabela 4A – Resultados do teste LM para autocorrelação nos resíduos do VAR selecionado	164
Tabela 5A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços do frango inteiro congelado para São Paulo-SP, em porcentagem	165
Tabela 6A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de boi para São Paulo-SP, em porcentagem	165
Tabela 7A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de frango inteiro congelado para Porto Alegre - RS, em porcentagem	166
Tabela 8A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de boi para Porto Alegre - RS, em porcentagem	166
Tabela 9A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de frango inteiro congelado para Oeste paranaense-PR, em porcentagem	167
Tabela 10A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de boi para Oeste paranaense-PR, em porcentagem	167
Tabela 11A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de frango inteiro congelado para Belo Horizonte-MG, em porcentagem	168
Tabela 12A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de boi para Belo Horizonte-MG, em porcentagem	168

Tabela 13A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de frango inteiro congelado para Goiânia-GO, em porcentagem	169
Tabela 14A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de suíno para Goiânia-GO, em porcentagem	169
Tabela 1B – Matriz de correlação das variáveis independentes da equação de demanda e relação de oferta para São Paulo-SP	170
Tabela 2B – Matriz de correlação das variáveis independentes da equação de demanda e relação de oferta para Porto Alegre-RS	170
Tabela 3B – Matriz de correlação das variáveis independentes da equação de demanda e relação de oferta para o Oeste paranaense-PR	171
Tabela 4B – Matriz de correlação das variáveis independentes da equação de demanda e relação de oferta para Belo Horizonte - MG	171
Tabela 5B – Matriz de correlação das variáveis independentes da equação de demanda e relação de oferta para Goiânia-GO	172
Tabela 6B – Resultados do teste ADF segundo o procedimento descrito em Enders (1995) (continua).	172
Tabela 7B – Resumo das estatísticas calculadas para o teste ADF obtida a partir do procedimento descrito em Enders (1995) (continua)	174
Tabela 8B - Resultados dos testes de seleção de defasagens, critérios AIC, SC e HQ para as equações dinâmicas da demanda para as cinco praças analisadas	176
Tabela 9B – Resultados do teste LM para autocorrelação nos resíduos do VAR selecionado para as demandas dinâmicas referentes às cinco praças	177
Tabela 10B - Resultados dos testes de seleção de defasagens, critérios AIC, SC e HQ para as relações de oferta para cada uma das cinco praças estudadas	178
Tabela 11B – Resultados do teste LM para autocorrelação nos resíduos do VAR selecionado para cada uma das ofertas dinâmicas para as cinco praças	179
Tabela 1C- Participação de mercado das quatro maiores empresas da indústria brasileira de carne de frango inteiro congelado, no período de 2003 a 2007.	180
Tabela 2C- Receita total da indústria brasileira de carne de frango inteiro congelado, para o período de 2003 a 2007	180
Tabela 3C- Resultados dos cálculos para os excedentes consumidores (EC), produtores (EP) e do DWL, no período de 2003 a 2007	181

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Cadeia da produção e comercialização de frango no Brasil	03
Figura 2- Alteração do equilíbrio de mercado devido a deslocamento da demanda	41
Figura 3- Deslocamento e rotação da função de demanda e o equilíbrio de mercado	42
Figura 4- Perda de bem-estar decorrente do exercício de poder de mercado	49
Figura 5- Preços mensais nominais das carnes de frango inteiro congelado, bovina e suína cotados no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009	91
Figura 6- Resumo dos procedimentos a serem utilizados para a estimação dos modelos de poder de mercado conforme o indicado pelos testes de raiz unitária ADF e com quebra estrutural	110

RESUMO

PROFETA, Graciela Aparecida, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, julho de 2010. **Identificação, análise e implicações do poder de mercado na indústria brasileira de carne de frango.** Orientador: Viviani Silva Lirio. Co-Orientadores: Marília Fernandes Maciel Gomes e Leonardo Bornacki de Mattos.

A indústria brasileira de carne de frango apresenta características que apontam para a concentração no setor. Verifica-se também que, basicamente, existem quatro grandes empresas estabelecidas que possuem várias plantas agroindustriais em todo o território. Estas empresas abrangem os maiores centros consumidores, bem como as localidades de abundância de matéria-prima. Com isso, elas têm dominado parte significativa do mercado, nos últimos 10 anos, e dificultado a entrada de novas competidoras. Além disso, devido a fatores que vão desde aqueles relacionados a preços como os determinados por mudanças nos hábitos alimentares das famílias, não se observou produtos substitutos perfeitos ou próximos que poderiam ser uma opção de escolha de compra por parte dos consumidores. Portanto, servindo-se das características de mercado, o presente estudo teve por objetivo identificar e avaliar as implicações do poder de mercado sobre o bem-estar dos consumidores para o período de janeiro de 2003 a outubro de 2009. Para atingir aos objetivos propostos, utilizou-se a Teoria da Nova Organização Industrial Empírica (NEIO), especificamente o modelo teórico de determinação do poder de mercado estável de curto prazo proposto por Bresnahan (1982). Considerando que os mercados são por natureza dinâmicos e que as decisões das empresas, geralmente, visam o longo prazo, aplicou-se a reformulação do modelo de Bresnahan (1982), elaborada por Steen e Salvanes (1999) em que a incorporação do mecanismo de correção de erros permitiu encontrar parâmetros de poder de mercado de longo prazo distintos dos de curto prazo. Conforme sugerem os princípios da Teoria da NEIO, delimitou-se previamente à estimação do parâmetro de conduta médio, o mercado relevante para a carne de frango. Os resultados obtidos da análise de cointegração, indicaram que as carnes de frango, bovina e suína foram produtos relevantes sob a ótica do produto. No caso da dimensão geográfica, a opção pelas praças estudadas considerou a relevância das mesmas em termos de produção e mercado consumidor, bem como a disponibilidade de dados para a realização da pesquisa. O estudo das elasticidades-preço cruzada entre as carnes mostrou que para Oeste paranaense e Belo Horizonte as carnes de frango e bovina foram considerados produtos substitutos entre si, e para Goiânia, os produtos substitutos foram as carnes de frango e

suína. No caso de São Paulo e Porto Alegre, observou que as carnes de frango e bovina apresentaram-se como bens complementares entre si. Em se tratando do grau de poder de mercado estimado por meio da formulação dinâmica proposta por Steen e Salvanes (1999), pode-se inferir que os resultados obtidos para o parâmetro de conduta médio de curto prazo apontaram para a rejeição das hipóteses nulas de competição perfeita, de conluio e de poder de mercado pleno para as praças de São Paulo, Oeste-PR e Goiânia, neste caso, pode-se afirmar que existia no período analisado um grau de poder intermediário. Para as demais praças não foi identificar um parâmetro de conduta médio de longo prazo. Com relação ao grau de poder de mercado de longo prazo identificado para cada uma das cinco praças analisadas, os resultados dos testes de hipóteses, sobre os coeficientes encontrados, mostrou que os resultados quanto à presença ou não de poder de mercado obtidos para o curto prazo, de certa forma se mantiveram no longo prazo. Rejeitou-se a hipótese nula de ausência de poder de mercado para todas as delimitações geográficas, e concluiu-se que no longo prazo as empresas tinham poder de mercado, sendo que este variava em magnitude. Portanto, a concentração observada na indústria brasileira de carne de frango, as barreiras à entrada e a carência de substitutos perfeitos para a carne de frango, parecem ter contribuído para a verificação da presença do poder de mercado em três das cinco praças estudadas no curto prazo e em todas no longo prazo, onde se inferiu que para estes mercados as empresas, principalmente as dominantes, atuam em uma estrutura de competição imperfeita influenciando preço e quantidade ofertada no mercado. Tendo em vista a presença de poder de mercado para as praças, procedeu-se ao cálculo das perdas líquidas sociais (DWL) inerentes à conduta anticompetitiva das empresas. Os resultados revelaram que, de maneira geral, para o período de 2003 a 2007 a participação do DWL sobre a receita total da indústria de carne de frango inteira congelada em todas as praças foi expressiva. Ressalta-se que para São Paulo e Porto Alegre, onde a demanda se mostrou inelástica ao preço, a relação DWL/receita apresentou-se mais intensa em termos de valores. Por fim, os resultados obtidos para o DWL corroboraram os encontrados para o grau de poder de mercado nestas delimitações geográficas. Por fim, se pode afirmar que as características estruturais do mercado culminaram em existência e exercício do poder de mercado por parte das empresas atuantes e que por esta razão, os órgãos responsáveis pela garantia da defesa da concorrência devem de forma contínua e, sustentada em aporte teórico e prático, zelar para que atos de concentração sejam eficientes e não meios de aumentar o poder de mercado e, conseqüentemente, perdas sociais.

ABSTRACT

PROFETA, Graciela Aparecida. M. Sc., Universidade Federal de Viçosa, July of 2010. **Identification, analysis and implications of market power in brazilian industry chicken meat.** Adviser: Viviani Silva Lirio. Co-Advisers: Marília Fernandes Maciel Gomes and Leonardo Bornacki de Mattos.

The Brazilian poultry meat has characteristics that indicate the concentration in the sector. It also appears that basically there are four major companies that have established several agro-industrial plants throughout the country. They cover the major consumption centers as well as the locations of abundant raw material. Thus, they have dominated significant market share over the past 10 years, and hindered the entry of new competitors. Moreover, due to factors ranging from those related to prices as determined by changes in eating habits of families, there was no perfect or close substitutes that could be a choice of buying by consumers. Therefore, making use of market characteristics, this study aimed to identify and assess the implications of market power on the welfare of consumers for the period January 2003 to October 2009. To achieve the proposed objectives, we used the Theory of New Empirical Industrial Organization (NEIO), specifically the theoretical model for determining market power stable short-term proposed by Bresnahan (1982). Considering that the markets are inherently dynamic and that the decisions of firms generally seek long-term, applied to recast the model of Bresnahan (1982), made by Steen and Salvanes (1999) in which the incorporation of the mechanism error correction parameters allowed finding of market power in long-term distinct from short-term. As suggested by the principles of the Theory of NEIO was delimited in advance to estimate the mean conduct parameter, the relevant market for beef and chicken. The results of cointegration analysis indicated that the chicken, beef and pork products were relevant from the viewpoint of the product. In the case of geographical size, the option considered by the squares studied the relevance of these in terms of production and consumer market and the availability of data for the survey. The study of cross-price elasticities between meat showed that for Belo Horizonte and Oeste of Paraná the chicken and beef products were considered substitutes for one another, and Goiânia, substitute products were the chicken and pork. In the case of São Paulo and Porto Alegre, noted that the chicken and beef were presented as complementary goods among themselves. In terms of the degree of market

power estimated from the dynamic formulation proposed by Steen and Salvanes (1999), we can infer that the results obtained for the conduct parameter average short-term pointed to the rejection of the null hypotheses of competition perfect, of collusion and market power fully to the squares of São Paulo, Goiânia and Oeste of Paraná, in this case, we can affirm that existed in the period under review an amount of power broker. For the other squares did not identify a parameter of conduct long-term average. The degree of market power in long-term identified for each of the five squares analyzed, the results of tests of hypotheses about the coefficients found, the results showed that the presence or absence of market power obtained for the short term somehow remained in the long term. Rejected the null hypothesis of no market power for all geographic units, and concluded that in the long run firms had market power, and this varied in magnitude. Therefore, the observed concentration in Brazilian chicken meat, the barriers to entry and lack of perfect substitutes for beef and chicken, appear to have contributed to the verification of the presence of market power in three of five squares studied in the short term and all in the long run, which implied that the markets for these companies, especially the dominant work in a framework of imperfect competition influencing price and quantity supplied in the market. Given the presence of market power in the marketplaces, we proceeded to the calculation of net social losses (DWL) inherent in the anticompetitive conduct of business. The results revealed that, in general, for the period 2003 to 2007 the participation of the DWL on total revenue of the meat industry of frozen whole chicken in every street was significant. It is emphasized that to São Paulo and Porto Alegre, where demand is inelastic to the price shown, the relationship DWL-revenue was more intense in terms of values. Finally, the results for the DWL corroborate those found for the degree of market power in these geographic units. Finally, we can say that the structural characteristics of the market peaked in existence and exercise of market power by firms acting and for this reason, the bodies responsible for ensuring the protection of competition shall continuously and, based on contributions theoretical and practical, to ensure that mergers are efficient and not a means of increasing market power and hence social losses.

1. INTRODUÇÃO

1.1. O mercado de frangos de corte no Brasil: estrutura e dinâmica recente.

A produção industrial de frangos de corte no Brasil cresceu de forma muito expressiva nas últimas três décadas. Apenas no período compreendido entre os anos de 1997 e 2008, o setor apresentou crescimento de 8,5% ao ano, em que a produção nacional passou de cerca de 2.000 para 12.000 mil toneladas produzidas de carne de frango (UNIÃO BRASILEIRA DE AVICULTURA-UBA, 2010). Apesar desse comportamento recente, essa evolução dava sinais de um crescimento significativo já em fins da década de 70. Nesta época, iniciou-se o processo de substituição dos sistemas tradicionais de criação doméstica pelos sistemas produtivos integrados de frango de corte, nos quais se notavam a atuação de frigoríficos com grande capacidade de abate, processos mais flexíveis, ágeis e capazes de atender a demanda também crescente para os produtos dos diferentes segmentos de mercado.

No que diz respeito ao consumo interno da carne de frango, este também apresentou expansão nos últimos anos, impulsionado, sobretudo, pela elevação do nível de renda das famílias, principalmente as mais pobres. Para o ano de 2009, observou-se que, em média, pela primeira vez, o consumo de aves foi de 39 quilos por ano, frente aos 37 quilos de carne bovina e 13 da carne suína, segundo dados da União Brasileira da Avicultura¹. Ainda, de acordo com as

¹ Fundada em 19 de junho de 1963, a entidade máxima do setor avícola, a União Brasileira de Avicultura - UBA é a representação institucional da avicultura brasileira junto ao Governo Federal, ao Congresso Nacional e ao Poder Judiciário. Focada estritamente em garantir os interesses da cadeia avícola, sua atuação está voltada à busca de sanidade, qualidade e legislação que assegurem o pleno e contínuo desenvolvimento do setor. Recentemente em abril de 2010, a UBA uniu-se à Associação Brasileira dos Produtores e Exportadores de Frangos (ABEF), com o objetivo de buscar sinergias para contribuir para fortalecer ainda mais a avicultura brasileira.

estimativas de consumo interno de carne de frango para 2010, realizadas pela Assessoria de Gestão Estratégica do Ministério da Agricultura (AGE-MAPA), o consumo brasileiro de carne de frango deverá alcançar 7,9 milhões de toneladas, e, portanto, o consumo per capita atingirá um nível próximo a 43,5 kg.

Além da importância em termos de consumo, a avicultura apresenta um processo produtivo que se caracteriza por abranger uma gama de atores ampla e diversificada, que engloba desde produtores de insumos básicos até distribuidores do produto final, em suas mais variadas configurações. Além disso, relatório da UBA (2010) indicou que a produção de frangos gerou cerca de 5 milhões de empregos diretos e indiretos, em 2009, distribuídos entre os diversos setores e subsetores à jusante e à montante da produção de frango de corte, como se pode melhor observar no fluxograma da Cadeia Agroindustrial (CAI) da carne de frango no Brasil (Figura 1). Observando, com maior detalhamento, a Figura 1, percebe-se que o primeiro elo da cadeia produtiva do frango é formado pelo Avozeiro. De acordo com Araujo *et al* (2008), neste elo estão as galinhas avós, originadas a partir da importação de ovos das linhagens avós, as quais são cruzadas para produzir as matrizes que, por sua vez, geram os pintos comerciais criados para o abate. Considerando que este elo é abastecido por meio de importação, optou-se por deixá-lo como um elo à parte da chamada ‘cadeia auxiliar do frango’.

Em termos de coordenação, o maior nível de organização encontra-se no segmento composto pela indústria, representada pelos abatedouros e frigoríficos² (ARAÚJO *et al*, 2008). O fato das empresas que compõem esses dois elos - frigoríficos e abatedouros - fornecerem o mesmo produto final faz com que, em muitos casos, não exista diferenciação entre eles, implicando no seu tratamento como um único elo. Este é, de fato, o caso desta pesquisa, na qual não se fará distinção entre abatedouros e frigoríficos.

² Frigoríficos realizam o abate e o processamento da carne de frango, além dos serviços de logística de transportes de insumos, frangos e demais produtos finais (MEDEIROS E SOUZA, 2009).

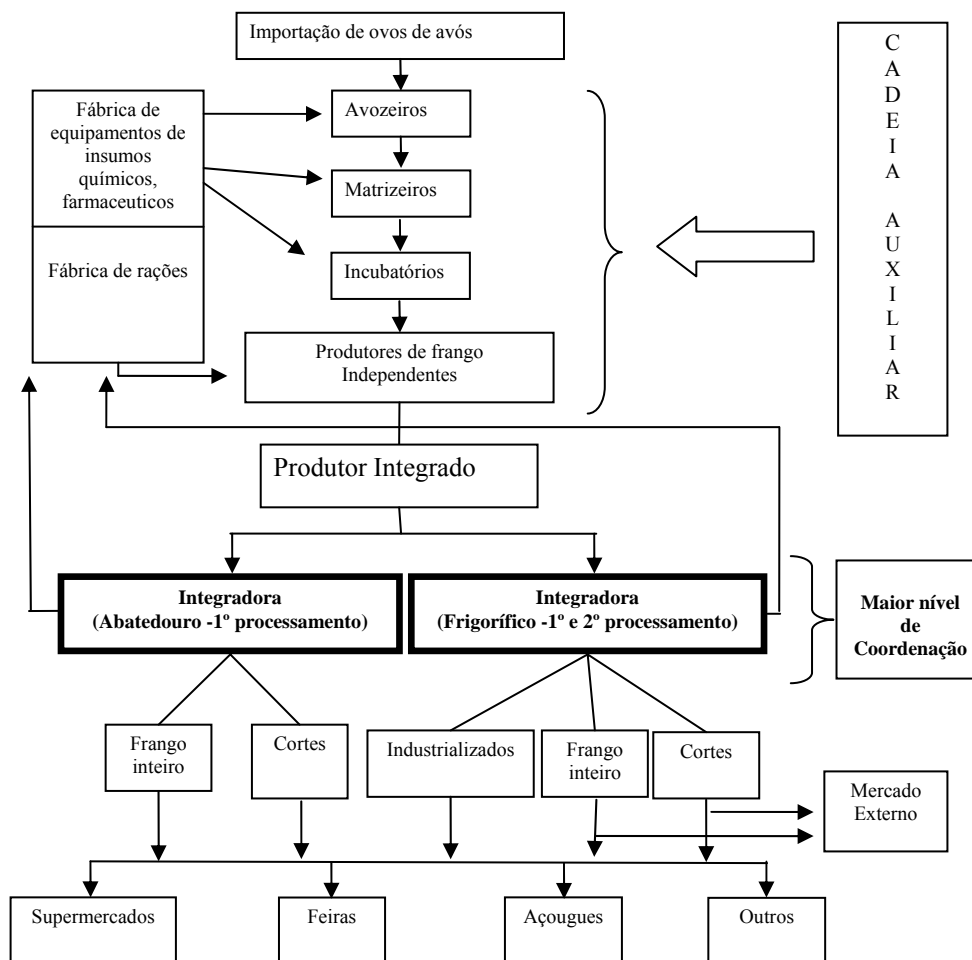


Figura 1 – Cadeia da produção e comercialização de frango no Brasil

Fonte: Elaborada pela autora com base em Martins (1996)

1.1.1. O segmento de abate e processamento de frangos no Brasil: coordenação, concentração e sinalização de poder de mercado.

Apesar de importante, do ponto de vista da organização na tomada das decisões, o fato de observarem-se, neste segmento, os maiores níveis de coordenação entre os agentes, fomenta a existência de suspeitas em relação às condutas das firmas atuantes. Na verdade, é exatamente nesse contexto que se abre o espaço de reflexão desta pesquisa, sendo esta a razão pela qual este segmento se tornou objeto de maior interesse para o presente estudo.

Em uma perspectiva relativa, o segmento industrial é composto por poucas empresas, sobretudo as de maior porte, com vinculação ao mercado externo: em 2009 a Associação Brasileira de Produtores e Exportadores de Frango (ABEF) relaciona a existência de apenas 23³ empresas cadastradas. Estas empresas possuem linhas de produção flexíveis, que permitem obter o frango inteiro congelado, considerado o produto mais homogêneo da cadeia, bem como os cortes que apresentam maior grau de diferenciação, de acordo com o mercado de destino (ABEF, 2010).

Dentre os tipos de produtos ofertados nacionalmente, o frango inteiro sempre foi o de maior destaque para a indústria da carne de frango; contudo, o que se notou nos últimos anos foi, justamente, o crescimento dos segmentos compostos pelos cortes de frango. Dados do anuário da União Brasileira de Avicultura (UBA) referentes ao ano de 2009 revelam que 52,98% das exportações de frango realizadas pelas empresas do Brasil foram de cortes, seguidos por 36,66% do frango inteiro.

Além das empresas associadas à ABEF, observa-se que grande parte das firmas, principalmente as maiores, possuem, além da matriz, plantas industriais e pontos de venda distribuídos por diferentes Estados da Federação, o que permite o acesso a vários centros consumidores em todo o País. De acordo com a ABEF

³ Sabe-se que este número é bem maior, pois nem todos os produtores de frango optam por se associarem. No entanto, apesar do esforço de pesquisa perante os mais distintos órgãos do setor, não se encontrou informações que apontassem para um número exato de quantas são as empresas responsáveis pelo abastecimento do mercado interno para o frango inteiro congelado.

(2010), de maneira geral, a maior concentração da produção está nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, com, respectivamente; 74,89%, 12,25% e 10,79%⁴ da produção nacional.

Em relação à concentração de mercado no segmento de abate e processamento de frango, dados do relatório anual da ABEF para o ano de 2007 mostraram que a *Sadia* (15,07%), *Perdigão* (12,51%), *Seara* (5,59%), *Doux-Frangosul* (5,29%), pela ordem, foram as 4 maiores empresas produtoras de frango do Brasil. As quatro maiores produtoras foram também as responsáveis por 38,46% da produção brasileira de frango em 2007. Salienta-se, ainda, que a *Perdigão* e a *Eleva*, são consideradas uma só empresa e responderam por 16,61% da produção nacional de frangos em 2007. Também, ressalta-se o fato da *Sadia* e a *Perdigão* estarem, atualmente, em processo de fusão com resguardo à reversibilidade⁵. Caso a fusão venha a ser aprovada o que se estima, com base nas participações de mercado das mesmas em 2007, é que a nova empresa formada, *BRF Foods* deterá, no mínimo, 31,68%⁶ do mercado. A Tabela 1 mostra a parcela de mercado das empresas para o período de 2003 a 2007⁷.

⁴ Esses valores representam a soma da produção dos estados que compõem as regiões.

⁵ Esse tipo de acordo tem sido utilizado pelo CADE para evitar o fato consumado, isto é, que a fusão se consolide de tal forma que fique difícil de o CADE impor restrições às empresas no futuro caso necessite.

⁶ Para o CADE, quando uma empresa ou grupo de empresas controlam 20% do mercado relevante, pode-se afirmar que as mesmas possuem posição dominante capaz de permitir a elas, de forma deliberadamente e unilateralmente, alterar as condições do mercado.

⁷ Salienta-se que as análises referiram-se ao período de 2003 a 2007, em razão da indisponibilidade de dados para os anos seguintes, isto é: 2008 e 2009.

Tabela 1. Parcelas de mercado referente à produção por cabeças abatidas para o período de 2003 a 2007

Empresa /Ano	2003	2004	2005	2006	2007
Sadia	12,92%	13,61%	14,21%	13,71%	15,07%
Perdigão	11,51%	11,77%	11,27%	11,10%	12,51%
Seara	6,63%	6,51%	6,26%	5,86%	5,59%
Doux-Frangosul	NC	NC	5,36%	5,00%	5,29%
Eleva ***	NC	NC	NC	NC	4,10%
Avipal***	NC	4,64%	4,70%	3,96%	NC
Dagranja (Marfrig)	2,58%	2,82%	2,65%	2,16%	2,15%
Aurora	2,36%	2,13%	2,07%	1,84%	2,35%
Diplomata	NC	NC	2,05%	1,67%	2,17%
Unifranço (Composta por 19 empresas)	NC	NC	NC	NC	NC
Pif Paf	1,31%	1,25%	1,20%	1,31%	1,06%
Sertanejo	1,30%	1,17%	1,10%	0,92%	0,88%
Frinal (Frigorífico de Integração Avícola)	NC	NC	NC	NC	NC
Copagrill	NC	NC	NC	NC	NC
Globoaves	NC	NC	NC	NC	NC
Big Frango	1,13%	1,08%	1,09%	1,12%	1,57%
Avícola Paulista	0,60%	NC	NC	NC	NC
Macedo, Koerich (Tayson Brasil)	0,59%	0,62%	0,58%	NC	NC
Outras	NC	0,70%	0,71%	1,55%	1,59%
CR₄	-	-	37,10%	35,67%	38,46%
HHI	3.850,25	3.288,58	2.624,45	2.881,91	2.565,72

Fonte: Dados dos anuários da ABEF referentes ao período de 2003 a 2007.

Nota: *** Estas empresas pertencem à Perdigão.

Pela análise dos dados constantes à Tabela 1, pode-se notar que o posicionamento das 4 maiores empresas permaneceu o mesmo ao longo do período analisado. Observa-se, também, o domínio desse grupo majoritário, visto que as parcelas de mercado de cada empresa que o compõem é bastante superior às das outras empresas que atuam no segmento de frango inteiro congelado.

No caso dos frangos de corte, entre 2003 e 2007, na média, a razão de concentração (CR₄) para as 4 maiores empresas processadora de frango no Brasil (*Sadia, Perdigão, Seara, Doux-Frangosul*) estava em torno de 36%. Para Medeiros e Reis (1999) quando o CR₄ está entre 35% e 50% (35% < CR₄ < 50%) o mercado é caracterizado como uma estrutura de baixa concentração. Segundo Shepherd (1999), mercados que apresentam CR₄ superiores a 60% são considerados oligopólios fortes, para valores entre 40% e 60% o mercado é

classificado como oligopólio moderado ou intermediário e para valores de CR₄ abaixo de 40% é classificado como um oligopólio fraco.

Neste caso, considerando a média encontrada (36,28%) pode-se dizer que o segmento de frango inteiro congelado opera sob uma estrutura de mercado caracterizada por um oligopólio fraco. Contudo, de acordo com o Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE)⁸, tendo em vista que o grupo formado pelas 4 maiores empresas domina mais de 20%⁹ do mercado, pode-se afirmar que esse grupo assume posição dominante com possibilidades de alterar as condições vigentes de mercado.

Todavia, como o CR₄ subestima a concentração econômica, por considerar a participação das maiores empresas nas vendas totais, é comum utilizar-se a referência adicional do índice Herfindahl-Hirshman (HHI), visto que este índice trabalha as parcelas de mercado das firmas ao quadrado e, neste caso, o tamanho das firmas é levado em consideração. Desta forma, quanto menor a firma, menor é sua contribuição proporcional para o valor do índice.

O HHI também permite classificar o mercado conforme faixas distintas de valores. Para o guia de fusão norte americano, valores de HHI inferior a 1.000, correspondem a setores não concentrados; entre 1.000 e 1.800, o setor é classificado como moderadamente concentrado; e, para valores acima de 1.800, o setor é dado como altamente concentrado¹⁰. Logo, dado que todos os valores de HHI para as empresas que atuaram no segmento de frango inteiro congelado para o período de 2003 a 2007, encontraram-se acima de 1800, pode-se afirmar com base no exposto que as empresas atuam em uma estrutura de mercado concentrada.

⁸ O Conselho Administrativo de Defesa Econômica (Cade) é um órgão judicante, com jurisdição em todo o território nacional, criado pela Lei 4.137/62 e transformado em Autarquia vinculada ao Ministério da Justiça pela Lei 8.884 de 11 de junho de 1994. As atribuições do Cade estão previstas também na Lei nº 8.884/94. Ele tem a finalidade de orientar, fiscalizar, prevenir e apurar abusos de poder econômico, exercendo papel tutelador da prevenção e da repressão a tais abusos.

⁹ A Lei de Defesa da Concorrência determina que ocorre posição dominante quando uma empresa ou grupo de empresas controla parcela substancial de mercado relevante, de tal forma que a empresa ou grupo de empresas, seja capaz de, deliberada e unilateralmente, alterar as condições de mercado. A parcela substancial de mercado relevante que trata a lei é presumida quando a empresa ou grupo de empresas controla 20% (vinte por cento) do mercado relevante em questão. Porém, dependendo do caso concreto, a Lei autoriza o CADE a alterar esse percentual para setores específicos da economia. (art. 20, §§2º e 3º).

¹⁰ *Horizontal Merger Guidelines* (1997), dos EUA.

Sendo assim, considerando o que foi apontado pelo CR₄ e pelo HHI, em termos de estrutura de mercado na indústria de abate e processamento de frango de corte no Brasil, identifica-se que *a priori*, existe espaço para inferir-se pela possível existência e exercício de poder de mercado. Todavia, mesmo apesar dessas percepções, existem algumas críticas a considerar, como as feitas por Waldman e Jensen (2007).

Para os autores, as medidas de concentração são indicadores resumidos e, portanto, frágeis, quando usados para determinar o grau de concorrência em uma indústria, sendo importante considerar sempre outros aspectos, de maneira complementar. Os autores sugerem prioritariamente a avaliação dos seguintes quesitos:

- a. das condições de entrada vigentes no mercado (demanda e oferta);
- b. das características quanto à presença ou não de substitutos para o produto em análise; e,
- c. das condutas dos produtores que não estão ligadas às estratégias de preços e quantidades.

Procedendo a estas considerações, no que concerne às questões inerentes à demanda pelo frango, observaram-se mudanças importantes no comportamento do consumidor nos últimos anos. Segundo Martinelli e Souza (2005), uma das modificações mais importantes ocorreu no padrão do produto consumido: já em 2005, os cortes foram responsáveis por 40% das vendas de frango no mercado interno, entretanto, o frango inteiro congelado ainda era o produto mais vendido, sendo responsável por 54% das vendas¹¹.

No caso das questões que envolvem a oferta, observou-se que as empresas usualmente atuam em diversos segmentos, desde aquele onde a preferência é pelo produto mais homogêneo - como o frango inteiro congelado - até os segmentos que exigem maior grau de diferenciação dos produtos ofertados, como é o caso das partes ou cortes de frango. Evidências indicam que

¹¹ Não foi possível identificar informações mais recentes a respeito da participação do frango inteiro congelado em relação ao consumo interno. Todavia, para que se tenha uma idéia do que esteja acontecendo no mercado interno, segundo a ABEF, no ano de 2008, das exportações brasileiras, cerca de 37% referiram-se ao produto inteiro e 58% aos cortes.

o fato das empresas atuarem em segmentos diversificados é viabilizado pela adoção de linhas de produção com tecnologia de ponta, que lhes permitem obter alto grau de flexibilidade, ora produzindo frango inteiro, ora produzindo cortes. No entanto, tal variabilidade exige das firmas investimento significativo fazendo com que os fatores tecnológicos apresentem papel relevante na configuração da estrutura da indústria e na competição entre as organizações.

Assim, considerando a importância da evolução tecnológica como meio de permanência no mercado, e de superação da forte concorrência impulsionada pelo aumento significativo na demanda pela carne de frango nos últimos anos, algumas empresas, que não estavam bem estruturadas, compraram ativos ou se fundiram a outras para melhorar a sua participação na indústria. Esta estratégia, orientada por processos de fusões e aquisições, dá indícios do surgimento do poder de mercado, uma vez que, estes processos, ao mesmo tempo em que permitem aumento de eficiência, economias de escala e redução de custos de transação, também trazem implicações no que tange ao aumento da concentração, vantagens competitivas e aumento da participação para os grupos majoritários.

1.2. Problema e sua importância

O problema da existência, e eventual exercício, do poder de mercado por parte de firmas tem sido alvo de muitas pesquisas e debates, sobretudo por interferirem de maneira importante nos resultados das barganhas naturais entre os agentes atuantes em um mercado específico, distorcendo os resultados esperados em uma relação equilibrada e eficiente.

Esta questão, pelos seus contornos mercadológicos e eventuais danos ao consumidor (pressupondo-se a possibilidade de manipulação de preços, por exemplo), envolve, atualmente, não apenas investigações de cunho econômico, mas, também, de âmbito legal. No Brasil, como mencionado, o órgão que responde pela averiguação e regulamentação destas questões é Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência- SBDC

No caso das agroindústrias, apesar dos processos de fusões e aquisições haverem se tornado uma constante desde o início da década de 1990, apenas mais recentemente é que se pôde perceber maior agilização nesses processos. No ano 2000, a *Perdigão Agroindustrial S.A* iniciou a aquisição de 51% das ações do setor de carnes do *Frigorífico Batávia S.A* - a operação movimentou, à época, cerca de R\$ 101 milhões de reais. Contudo esta compra só se efetivou em 2007, por um valor aproximado de R\$ 155 milhões (EXAME, 2007). Ainda em 2002 a marca Pena Branca, de propriedade da empresa *Predileto Alimentos* foi adquirida pelo grupo americano *OSI Foods*, que, no mesmo ano, também comprou a *Penasul Alimentos Ltda*.

Em 2004, observou-se domínio das estratégias de arrendamento ou parceria entre empresas que passavam por dificuldades financeiras. Pode ser citada como exemplo a *Sadia S.A*, que firmou parceria com a *Companhia Minuano de Alimentos* e com o *Frigorífico Nicolini*, para produzirem produtos com a marca *Sadia*. Com essa estratégia, a *Sadia* elevou seu faturamento em R\$ 150 milhões de reais por ano (IEA, 2005). Outra parceria que se verificou nesta época foi entre a *Diplomata Industrial e Comercial* que arrendou a *Chapecó Companhia Industrial de Alimentos*, permitindo à *Diplomata* ampliar sua participação no mercado nacional e mundial.

Em 2005, iniciaram-se os processos de aquisição da empresa *Galé Agroindustrial* e *Mary Loize Indústria de Alimentos Ltda* pela empresa *Perdigão*. A primeira aquisição da *Perdigão* exigiu um dispêndio de R\$ 28,5 milhões. Já a segunda operação envolveu investimentos da ordem de R\$ 40 milhões. A *Sadia* reagiu prontamente à ação da *Perdigão* e adquiriu a empresa *Só Frango Produtos Alimentícios Ltda*, no valor de US\$ 26,5 milhões, desta forma a *Sadia* ampliou sua parcela de mercado na região Centro-Oeste do país.

No ano de 2007, verificou-se a compra da *Agrofrango Indústria e Comércio de Alimentos Ltda* pelo *Grupo Osifrangos Participações (Penasul)* com o objetivo de expandir a produção de frangos. No final de 2007, a *Sadia* iniciou o processo de aquisição de 90% das ações da *Granja Rezende S.A* por cerca de R\$ 134 milhões. Ainda nos fins de 2007, o *Grupo Perdigão* em resposta

à ação da *Sadia*, fundiu-se com a *Eleva*, que era a proprietária da marca *Avipal*, por cerca de R\$ 2 bilhões. Com essa estratégia a *Perdigão* ultrapassou o faturamento da *Sadia*, tornando-se a maior empresa brasileira de alimentos, inclusive o frango.

Finalmente, em 2009, a indústria de frango presenciou a compra da *Seara* pela *Marfrig* e se preocupou de forma mais intensa com o início do processo de fusão da *Sadia* e *Perdigão*, as duas maiores empresas da indústria brasileira de frango na atualidade. Caso a operação de fusão seja concretizada, as duas empresas majoritárias darão origem à *BRF Foods* e garantirá à nova empresa parcela significativa do mercado, o que poderá implicar em mudanças no que diz respeito ao relacionamento entre indústria, varejo e fornecedores que compõem a cadeia agroindústria do frango.

Diante disso, pode-se afirmar que os processos de fusões, aquisições e parcerias têm acirrado a busca pela liderança nacional na indústria da carne de frango, todavia, esta competição em forma de fusões e aquisições pode ter elevado o poder de mercado das principais empresas. Como já dito anteriormente, a estrutura de mercado concentrada é uma condição necessária à existência do poder de mercado, porém não garante que este será exercido pelas empresas.

Em geral, a indústria brasileira de frango apresenta características que possibilitam a existência e exercício do poder de mercado por parte das firmas, a saber: a) estrutura de mercado oligopolista; b) firmas que oferecem produtos diferenciados para segmentos específicos de mercados; c) a concorrência muitas vezes se dá entre as marcas e não entre as firmas especificamente; d) elevada concentração conforme análise do CR_4 e HHI; e) presença de barreiras à entrada como, por exemplo, os altos investimentos em aparato tecnológico e o gasto em propaganda. A partir dessas características, o mercado é considerado propício à prática anticoncorrencial como a existência e exercício do poder de mercado, incorrendo em perda de bem-estar social.

Tendo em vista o exposto, o presente estudo torna-se relevante, uma vez que é importante averiguar se as firmas, principalmente as líderes, detêm e

exercem o poder de mercado e, em caso afirmativo, verificar quais são as perdas sociais. Além disso, no Brasil, estudos com o enfoque em Organização Industrial que possuem caráter quantitativo, principalmente aqueles que procuram mensurar o poder de mercado ainda são relativamente escassos, dado a importância do tema para a sociedade como um todo.

Portanto, verificou-se alguns estudos que procuraram, de certa forma, identificar o poder de mercado via análise da estrutura sob a qual as empresas atuavam, contudo, não foi possível encontrar trabalhos que de fato mensurassem o grau de poder de mercado de uma indústria específica. Então, há sinalização de que não exista estudo na literatura nacional que procurasse identificar e verificar o exercício do poder de mercado, bem como suas implicações sobre o bem-estar social, por meio da perda líquida, no que se refere à indústria brasileira de carne frango.

Desta forma, o presente estudo será útil na medida em que servirá de fonte de informação para futuras pesquisas na área de organização industrial no Brasil, principalmente quando o foco se tratar de análises cujos contornos se darão sobre o entendimento das estruturas de mercado, das condutas médias das firmas e, que, principalmente, se propõem a identificar empiricamente a existência e o exercício do poder de mercado. Além disso, observou-se poucos trabalhos para o caso da indústria brasileira de carnes. Esses trabalhos, de maneira geral, propuseram-se a discutir assuntos relacionados as estruturas de demanda e da oferta e integração de mercado.

Dado o exposto, destaca-se que esta pesquisa concentrou-se na análise do produto *frango inteiro congelado* tendo em vista a sua representatividade em termos de consumo interno e abrangência no que concerne às diferentes faixas de renda da população. Outrossim, no que diz respeito à delimitação geográfica do estudo, o fato de as empresas analisadas possuírem várias plantas industriais e pontos de distribuição espalhados por todo o território nacional, e considerando a limitação de informações quanto à quantidade vendida e o preço prevalecente em

todos os pontos de venda, a opção foi por utilizar dados de cinco praças¹² consideradas como mais significativas, quais sejam: São Paulo-SP, Porto Alegre-RS, Oeste paranaense-PR, Belo Horizonte - MG e Goiânia-GO. Contudo, esta opção não se constituiu em fator limitante para a análise em termos nacional, visto que estas cinco praças são as que exercem maior poder de influenciar nas decisões quanto aos preços e quantidades a ser ofertadas pelas empresas.

1.3 Hipótese

A concentração da indústria brasileira de frango inteiro congelado permite a existência e o exercício de poder de mercado nesta indústria, e conseqüentemente, o poder de mercado implica em perdas de bem-estar social.

1.4 Objetivos

1.4.1 Objetivo geral

Identificar o grau de poder de mercado no segmento do frango inteiro congelado e avaliar suas implicações sobre o bem-estar dos consumidores, para o período de janeiro de 2003 a outubro de 2009.

1.4.2 Objetivos específicos

Especificamente, buscou-se:

- a) Delimitar os mercados relevantes para o frango inteiro congelado;
- b) Identificar o grau de poder de mercado das empresas que operam no segmento de frango inteiro congelado no Brasil;
- c) Determinar as implicações do exercício de poder de mercado sobre o bem-estar social.

¹² Justifica-se a opção pelas cinco praças no fato de que estas estão situadas nas regiões de maior concentração da produção de carne de frango, qual sejam: Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Além disso, as grandes empresas da indústria brasileira de carne de frango possuem presença marcante nestas regiões, visto que, justamente, nestas regiões estão os maiores mercados consumidores do país. Por fim, a indisponibilidade de dados para outros mercados, também contribuiu para a escolha as cinco praças como mercado geográfico relevante.

1.5. Estrutura do trabalho

Além desta primeira parte introdutória, a dissertação se subdividiu em mais cinco seções. Na segunda seção, tratou-se da apresentação do Referencial Teórico que deu suporte às análises referentes ao poder de mercado. Na terceira parte, expôs-se a metodologia utilizada no estudo. Na referida seção, foi apresentado o modelo econométrico, bem como os procedimentos para a estimação do poder de mercado de longo prazo, além da descrição das variáveis utilizadas. Na quarta seção, expuseram-se os resultados e as discussões pertinentes. A quinta parte se constitui das conclusões e resumo. Na sexta e última seção apresentaram-se as referências que foram consultadas.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Alguns estudos em Organização industrial com foco na estrutura de mercado e na conduta das firmas

Desde os estudos de Bresnahan (1982), os trabalhos desenvolvidos na literatura de Organização industrial, cujo foco era determinar o grau de poder de mercado para as mais distintas indústrias, procuraram seguir a linha de pensamento descrita nas teorias da NEIO. Todavia, apesar do destaque dado a trabalhos com base na NEIO, o maior número de estudos se verifica na literatura internacional. Em outras palavras, ainda não se verifica uma diversidade de trabalhos baseados na teoria da NEIO, com aplicações para o Brasil.

Assim, considera-se relevante apresentar os principais trabalhos realizados com esse embasamento teórico, destacando-se os mercados

analisados, os métodos e dados utilizados, bem como os principais resultados encontrados.

Deodhar e Sheldon (1997) analisaram o grau de imperfeição no mercado mundial de exportações de farelo de soja, por meio de séries anuais compreendendo um período de 1966 a 1993. Todas as variáveis foram expressas na forma de logaritmo, em que os autores basearam-se em um modelo econométrico estrutural. O procedimento baseou-se na estimação de uma função de demanda e na construção de uma relação de oferta, a partir da regra de maximização de lucro, o que permitiu estimar o grau de poder de mercado segundo uma abordagem estática. Os autores estimaram os parâmetros do modelo por meio da técnica de Mínimos Quadrados em Três Estágios (MQ3E). Obtiveram resultados que sugeriram para um mercado mundial de exportações de farelo de soja perfeitamente competitivo. Puderam concluir também que a entrada das firmas argentinas no mercado na década de 1970 não implicou em alterações na forma de competição entre as firmas, uma vez que o mercado permaneceu competitivo.

Genesove e Mullin (1998) buscaram identificar a competição na indústria de açúcar refinado na Costa Leste da Europa, e investigar o grau de sensibilidade da estimativa de poder de mercado à forma funcional assumida pela função de demanda entre os anos de 1890 a 1914. Para tanto, estimaram as formas funcionais linear, log-linear, quadrática e exponencial. O estudo se baseou abordagem NEIO, mais precisamente, na versão estática do modelo de Bresnanhan (1982). Os autores encontraram motivação para o estudo uma vez que este período foi marcado por mudanças estruturais, envolvendo períodos de concentração e desconcentração, entradas de novas competidoras, mesmo que de menor porte, guerra de preços e processos de fusões. As equações do modelo foram estimadas pela técnica de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) e os resultados encontrados para o parâmetro de conduta foram parecidos, entre as formas funcionais. Os resultados mostraram que o parâmetro de conduta para a indústria de refino de açúcar foi de $\lambda = 0.05$, isto é, muito próximo à competição perfeita.

No ano de 1999, dois estudos nesta área se destacaram. O primeiro foi realizado por Correa e Herrera (1999) que analisaram o grau de concorrência do setor de distribuição de combustíveis no Panamá, que era constituído por um número reduzido de distribuidoras atuando nesse mercado. O objetivo principal do trabalho era estimar o grau de competição no setor de distribuição de combustíveis no Panamá entre os anos de 1993 a 1997 por meio da abordagem desenvolvida por Bresnahan (1982). Estes autores utilizaram dados de painel referentes às quarenta principais distribuidoras de cada uma das cinco companhias petrolíferas. Assim como a maioria dos trabalhos que utilizaram a mesma abordagem, estimaram-se as equações do modelo pela técnica de MQ2E. Os resultados obtidos apontaram para um parâmetro de conduta de 0,3. Diante dos resultados obtidos, os autores descartaram a hipótese de que as cinco maiores empresas distribuidoras faziam parte de um processo de colusão. Outra constatação dizia respeito ao fato de que os resultados não permitiam concluir que a indústria de distribuição de combustíveis no Panamá não era competitiva. Ainda segundo os autores, o trabalho não excluiu a possibilidade de que houvesse conduta anticoncorrencial não manifestada nos preços ou quantidades negociadas na indústria ou a outros níveis da cadeia produtiva.

O segundo trabalho de destaque em 1999 foi elaborado por Steen e Salvanes que analisaram o poder de mercado da Noruega no mercado de salmão europeu para o período de 1986 a 1991. Os autores reformularam o modelo de oligopólio de Bresnahan (1982), adicionando o Mecanismo de Correção de Erro (MCE) e analisaram o grau de poder de mercado de curto e de longo prazo. Segundo Steen e Salvanes (1999) o MCE apresenta uma formulação dinâmica ao problema de oligopólio, além de ser empiricamente tratável e oferecer maiores informações do que o modelo estático. Nessa versão reformulada a análise empírica evoluiu para a aplicação de testes de raiz unitária e de cointegração. Para ilustrar o modelo, os autores analisaram o mercado de salmão fresco da França, por meio de dados trimestrais para o período de 1981 a 1992. A técnica de MQ2E foi aplicada tanto para o modelo estático como para o dinâmico. Os resultados sugeriram que o mercado de salmão era competitivo no longo prazo.

Contudo, diante do fato da Noruega ter um volume grande de produção, verificou-se a existência de algum poder de mercado no curto prazo. Ademais, os autores compararam ambos os modelos e concluíram que a versão estática era inadequada estatisticamente e em termos de predição econômica.

Nakane (2002) avaliou o grau de competição dos bancos brasileiros, visto o alto grau de concentração apresentado pelo setor, não só no Brasil, mas em outros países. No seu estudo, Nakane (2002) utilizou a reformulação dinâmica da abordagem de Bresnahan (1982), proposta por Steen e Salvanes (1999), para avaliar o grau de competitividade entre os bancos brasileiros. O período de análise compreendeu julho de 1994 a agosto de 2000, e foram utilizados dados mensais. A função de demanda e a relação de oferta foram especificadas em suas formas logarítmicas e estimadas pelo método de MQ2E. Os resultados apontaram algum poder de mercado por parte dos bancos no Brasil. Todavia, observou-se que o poder de mercado era mais evidente quando a análise se dava no longo prazo. O autor concluiu que não se conhecia precisamente a estrutura de mercado, mas a análise rejeitou fortemente a hipótese de situação de cartel. Também, a indústria bancária no Brasil poderia ser descrita como altamente competitiva, porém, não perfeitamente competitiva.

Zeidan (2005) avaliou o poder de mercado da indústria brasileira de cimento, e definiu o mercado relevante como sendo um mercado regional. O autor justificou a escolha do mercado de cimento devido às seguintes características: apresenta produto homogêneo, não sendo necessário reescrever o modelo para permitir diferenciação de produto; normalmente, é caracterizado, como um oligopólio, o que significa a possibilidade de se obter um resultado colusivo; e, tem sido sujeito a diferentes estudos de poder de mercado, o que viabiliza certo grau de comparação. O autor verificou a robustez da abordagem NEIO com relação às principais críticas. Para tanto os testes de estabilidade estrutural foram realizados. Segundo Zeidan (2005), se o modelo apresenta estabilidade estrutural pode-se considerar que os coeficientes estimados são constantes ao longo do tempo, ou seja, o parâmetro de conduta encontrado não apresentaria grandes desvios em relação ao curto ou longo prazo. As versões

estática e dinâmica do modelo de Bresnahan (1982) foram utilizadas para investigar o grau de poder de mercado da indústria de cimento nas diferentes regiões brasileiras. O período de análise foi de 1991 a 2002, as séries utilizadas foram regionais e mensais, totalizando 144 observações. As equações dos modelos estático e dinâmicos foram estimadas por MQ2E, para as diferentes regiões do Brasil.

Para todas as regiões os resultados sugeriram estabilidade estrutural para os parâmetros estimados. Contrapondo o trabalho de Steen e Salvanes (1999), no estudo de Zeidan (2005) o modelo estático apresentou robustez. Além disso, verificaram-se maiores implicações de exercício de poder de mercado para regiões com menos empresas e vice-versa. A distinção dos mercados relevantes em regionais viabilizou importantes resultados. Para algumas regiões os resultados apontaram para colusão do tipo Cournot enquanto em outras há quase monopólios, mas para nenhuma delas sugeriram sem dúvidas, um resultado de competição perfeita.

Deodhar e Pandley (2006) analisaram o grau de competição no mercado de café instantâneo da Índia. Constataram que esse mercado caracterizava-se por uma estrutura de duopólio, em que as duas firmas da Nestlé e Hindustan Lever atuavam há décadas nesse mercado. Além disso, a partir da marca, ambas introduziram determinado grau de diferenciação e fidelidade a elas. Esses autores optaram por usar apenas a versão estática do modelo de Bresnahan (1982), no entanto, a função de demanda e a relação de oferta foram estimadas por MQ3E e não por MQ2E, como geralmente se encontrou nos demais trabalhos analisados. Ademais, os autores realizaram o procedimento de *Bootstrapping*, a fim de se obter uma estimativa direta da variância do parâmetro que determina o poder de mercado vigente, λ . Esse procedimento é um método não paramétrico de inferência estatística baseado na reamostragem dos dados¹³. Os resultados sugeriram um mercado sem presença de comportamentos colusivos e, apresentou-se bastante próximo da concorrência perfeita. Além disso, a partir do procedimento de reamostragem, *bootstrapping*, a hipótese de concorrência perfeita

¹³ Para maiores detalhes a cerca do procedimento de *Bootstrapping* ver Johnston e Dinardo (2001).

e Cournot-Nash não puderam ser rejeitadas. Em resumo, os autores concluíram que o grau de concorrência no mercado de café instantâneo da Índia está entre uma situação de competição perfeita e equilíbrio de Cournot-Nash.

Turolla et al. (2006), estudaram a conduta da indústria do transporte aéreo brasileiro entre janeiro de 1997 a setembro de 2001. Os autores observaram que no ano de 1999, quatro companhias aéreas, que atuavam na Ponte Aérea Rio de Janeiro – São Paulo praticaram elevação de preços simultaneamente, em um mesmo percentual. Essa conduta foi objeto de investigação pela Secretaria de Direito Econômico (SDE) no ano de 2000. As investigações da SDE levaram à condenação e multa das empresas envolvidas. Neste ambiente, os autores mensuraram o grau de poder de mercado das companhias aéreas a partir da estimação de um sistema de equações de demanda e relação de oferta. O objetivo desse trabalho foi estimar um parâmetro de conduta, por meio da reformulação dinâmica do modelo de Bresnahan (1982), proposta por Steen e Salvanes (1999). Empregou-se a técnica de MQ2E sobre o sistema de equações. Utilizaram-se dados mensais compreendendo o período de janeiro de 1997 a setembro de 2001. A contribuição metodológica desse trabalho foi a implementação de rotinas de *bootstrapping* para correção dos desvios padrões das estimativas do parâmetro de conduta, assim como fizeram Deodhar e Pandley (2006). Os resultados indicaram que a elevação de preços não implicaram em prática colusiva por parte das empresas. A estimativa obtida para o parâmetro de conduta apontou a existência de conduta competitiva. Desta forma, as ações paralelas de preços ocorridas em agosto de 1999 não acarretaram efeitos relevantes sobre o mercado, sugerindo que ocorreram como uma tentativa de realinhamento das receitas unitárias diante do choque cambial ocorrido no início daquele ano.

Susanto (2006) analisou o poder de mercado no complexo exportador de soja caracterizado por um oligopólio. O autor adotou como metodologia de estudo a proposta de Steen e Salvanes (1999). O trabalho de Susanto (2006) se diferencia do realizado por Deodhar e Sheldon (1997), no que diz respeito ao uso da abordagem dinâmica. Além disso, existem outras diferenças que se destacam,

pois, Susanto (2006) analisou o complexo exportador de soja, o que permitiu verificar o grau de competição de mercado em cada um desses segmentos (soja em grão, farelo de soja e óleo de soja), enquanto Deodhar e Sheldon (1997) concentraram sua análise no mercado mundial de exportações de farelo de soja. Por fim, o trabalho de Susanto (2006) abrange um período de análise maior, 1963 a 2003, com dados anuais, totalizando 40 observações. Os resultados do trabalho de Susanto (2006) indicaram que a formulação dinâmica foi pertinente haja vista o que foi apontado pelos testes de estacionariedade sobre todas as séries em análise, onde observou-se presença de raiz unitária e, o de cointegração que sugeriu a presença de um vetor de cointegração. Com relação ao poder de mercado, os segmentos de soja em grão e farelo apresentaram resultados semelhantes a mercados competitivos. No entanto, a respeito do segmento exportador de óleo de soja, os resultados da estimação da relação de oferta não foram coerentes, uma vez que a estimação apresentou um elevado número de parâmetros insignificantes e sinais não consistentes com a teoria econômica. Apesar disso, os coeficientes de poder de mercado, no curto prazo e longo prazo, foram consideravelmente elevados em magnitude.

Bask et al. (2007), analisaram o mercado atacadista de eletricidade dos países Nórdicos (Noruega, Suécia, Finlândia, Dinamarca e Islândia). Os autores procuraram analisar a evolução do grau de poder de mercado por meio do modelo dinâmico proposto por Steen e Salvanes (1999), para o período de 1996 a 2004, utilizando dados semanais. Considerando que os testes necessários à aplicação do modelo dinâmico, apontaram para uma mistura de dados estacionários e não estacionários, o modelo autoregressivo de defasagem distribuída foi utilizado para a função de demanda enquanto a formulação do mecanismo de correção de erro foi usada para a relação de oferta. Da mesma forma que os demais trabalhos revisados, Bask et al. (2007), optaram por estimar os modelos por meio do procedimento de MQ2E. Os resultados mostram que os fornecedores de eletricidade tinham um pequeno, porém estatisticamente significativo poder de mercado durante o período de análise. Além disso, o grau de poder de mercado apresentou reduções à medida que o mercado se expandia.

Em um contexto nacional, destacam-se trabalhos como o de Resende *et al* (2001), que procurou estimar a demanda para a indústria de cervejas no Brasil e o estudo de Nakane (2002) que se preocupou com a estimação do poder de mercado para o setor de bancos. A maior motivação desses estudos estava no fato de que ambos os setores apresentavam altos níveis de concentração em poucas empresas, como ocorre de maneira similar na indústria brasileira de frango. Desta forma, tais estudos podem ser considerados como referências na literatura nacional.

No caso de um produto agropecuário, no Brasil, pode-se citar, a título de exemplo, o estudo de Bragança (2003) que procurou estimar o poder de mercado do café brasileiro no mercado norte-americano por meio da abordagem de demanda residual. Os resultados indicaram que existiam na época, poucos indícios de que o grão de café verde brasileiro, tanto do tipo arábica quanto dos demais, tivessem um grau de competitividade significativo no mercado americano.

Em 2005, Carvalho e Aguiar, estudaram a concentração de mercado e o poder de monopólio na indústria brasileira de esmagamento de soja. Estes autores constataram que era viável, para as empresas processadoras, o exercício de poder de mercado em relação aos produtores de soja.

Por fim, e mais recente, Urso e Barrionuevo Filho (2008) procuraram analisar o poder de mercado no setor de carne bovina no Brasil destacando a relação entre pecuaristas e frigoríficos. Estes autores concluíram que existia poder de mercado na aquisição de bois pelos frigoríficos.

Portanto, a breve revisão dos estudos da NEIO, enfatizando a abordagem teórica desenvolvida por Bresnahan (1982), mostrou que trabalhos baseados na determinação do parâmetro de conduta, que identificam o grau de competição de mercado, contemplam setores diversos. Ademais, verificou-se a evolução do método de análise, da versão estática para a dinâmica baseada na cointegração das séries e mecanismos de correção de erro. Entretanto, ressalta-se que apesar da robustez apresentada pelo modelo dinâmico, a indisponibilidade de dados de séries de tempo, restringe a sua aplicação. Em razão disto, ainda são poucos os

trabalhos encontrados na literatura que utilizam a abordagem dinâmica posposta por Steen e Salvanes (1999).

Além dos estudos supracitados julgou-se importante destacar a importância da determinação do mercado relevante nas análises que envolvem poder de mercado. Para tanto segue uma discussão de como esta etapa geralmente é trabalhada na literatura de organização industrial.

2.2 . Definição do mercado relevante

De forma simples, o mercado relevante é a unidade de análise para avaliação do poder de mercado no qual se define a fronteira para a concorrência entre as firmas. É considerado o espaço onde o poder de mercado pode ser inferido, uma vez que a afirmação quanto à sua existência está associada ao espaço no qual o poder poderá ser exercido, e este espaço deverá ser previamente estabelecido. De outra forma, para se caracterizar a possibilidade de exercício de poder de mercado, primeiramente é necessário que se defina qual mercado relevante é afetado por um ato de concentração ou por uma conduta de uma ou grupo de empresas para, em seguida, inferir se neste mercado existe probabilidade de exercício abusivo desse poder.

Além disso, a delimitação do mercado relevante consiste em uma etapa essencial para análise do poder de mercado que deve ser realizada de maneira prévia à determinação do poder de mercado. Ao se delimitar o mercado relevante de forma errônea, os resultados quanto ao poder de mercado poderão ser distorcidos. Caso, a escolha do mercado relevante seja definida de maneira restrita, onde firmas e produtos substitutos próximos não são incluídos na análise, o grau de poder de mercado poderá ser maior do que realmente seria para um mercado relevante mais condizente com a realidade da indústria. Neste caso, se uma firma provocar qualquer desvio nos preços de equilíbrio do mercado, implicará em resultados não lucrativos, visto que, ao elevar o seu preço acima do custo marginal, a firma será penalizada com perdas de mercado consumidor. Tal

situação ocorre uma vez que se considera a função de demanda mais elástica do que realmente é.

Por outro lado, se a delimitação for feita de maneira muito ampla, inclui-se nesse mercado produtos que não são substitutos próximos, permitindo considerar algumas firmas, detentoras de poder de mercado, como sendo firmas competidoras. Portanto, a definição equivocada do mercado relevante conduz à sérias implicações para o grau de poder de mercado.

Possas (1996) define o mercado relevante com sendo o *locus* ou o menor espaço econômico no qual algum poder de mercado poderia ocorrer ou ser exercido de forma efetiva ou potencial. Para Mello (1999), delimitar o mercado relevante é condição prévia para se analisar a existência de posição dominante, pois é neste espaço que o exercício do poder de mercado, seja ele abusivo ou não pode ocorrer, e é com relação a esse mercado que se efetuam as análises em termos de *market share* e todos os demais exames necessários à caracterização da existência de posição dominante.

Segundo Almeida (2003), definir o mercado relevante consiste no processo de identificar um conjunto de agentes econômicos, consumidores e produtores, que efetivamente limitam as decisões referentes a preços e quantidades ofertadas por uma determinada empresa ou grupo de empresas. Finalmente, em estudo mais recente, Pitelli (2008) destaca que a primeira etapa para a se avaliar o poder de mercado é a delimitação do mercado relevante onde os agentes irão atuar, seja na dimensão de produto ou na dimensão geográfica.

Conforme o Guia da Secretaria de Acompanhamento Econômico e Secretaria de Direito Econômico (SEAE/SDE) do Ministério da Justiça do Brasil, o mercado relevante pode ser definido como sendo o menor grupo de produtos e a menor área geográfica necessária para que um suposto monopolista hipotético esteja em condições de impor um pequeno, porém significativo e não transitório aumento de preços.

De acordo com a Resolução 20/99, do Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE), o mercado relevante é entendido como o espaço – em suas dimensões produto e geográfica – no qual é razoável supor a

possibilidade de abuso de posição dominante. Esta última definição está em conformidade com o proposto pela Comissão Europeia (Comissão Europeia, 1999:148), que afirma que um mercado de produto será relevante quando este compreende todos os produtos e/ou serviços considerados permutáveis ou substituíveis pelo consumidor devido às suas características em relação aos preços e utilização pretendida. Quanto ao mercado geográfico, este será relevante se compreender a área em que as empresas em questão fornecem produtos ou serviços, em que as condições da concorrência são suficientemente homogêneas e que podem distinguir-se de áreas geográficas vizinhas.

O conceito de mercado relevante apresentado pelo Guia SEAE/SDE é o mesmo conceito utilizado pelos órgãos *antitrustes* norte-americanos que estão descritos no *Horizontal Mergers Guidelines*, de 1997, sendo que atualmente, este conceito é universalmente adotado. Assim, conforme o *Merger Guidelines* (guia americano de fusões horizontais) do Departamento de Justiça dos Estados Unidos, o mercado relevante pode ser definido da seguinte forma.

Um mercado é definido como um produto ou um grupo de produtos e uma área geográfica na qual ele é produzido ou vendido tal que uma hipotética firma maximizadora de lucros, não sujeita a regulação de preços, que seja o único produtor ou vendedor, presente ou futuro, daqueles produtos naquela área, poderia provavelmente impor pelo menos um ‘pequeno mas significativo e não transitório’ aumento no preço, supondo que as condições de venda de todos os outros produtos se mantêm constantes. Um mercado relevante é um grupo de produtos e uma área geográfica que não excedem o necessário para satisfazer tal teste.

O teste ao qual o guia se refere é o teste do monopolista hipotético, um método que mais se aproxima da ótica da oferta realizada pelo monopolista ao mercado. Tal teste é comumente usado pelos órgãos de defesa da concorrência para análises do mercado relevante. De acordo com Werder e Froeb (1993), a definição de mercado pelo *Merger Guidelines*, é realizada pelo Teste do Monopolista Hipotético (TMH), onde se procura analisar a possível resposta dos consumidores mediante aumentos de preços de certo produto realizado por um monopolista hipotético naquele mercado. Geralmente aplica-se um “pequeno,

porém significativo e não transitório” aumento nos preços¹⁴, normalmente 5%, 10% ou 15%, para um suposto monopolista destes bens nessa área, mantendo-se constante os termos de vendas de todos os outros produtos fora do mercado em análise. Portanto, se assumirmos que o monopolista hipotético (um único produtor) ao aumentar o preço do seu produto, *ceteris paribus*, se não ocorrer nenhuma substituição, então se pode afirmar com base no teste de TMH que o produto original constitui um mercado relevante sob a ótica da dimensão do produto.

Por outro lado, se o aumento do preço não for lucrativo para o monopolista, o que sugere a existência de firmas rivais, adiciona-se um produto substituto mais próximo daquele em análise. Esse procedimento é repetido sucessivas vezes até que seja identificado um conjunto de produtos e localidades para os quais seja lucrativo para o monopolista exercer o poder de mercado.

No Brasil, o teste do monopolista hipotético também é usado para verificar o grau de substitutibilidade entre bens e serviços e, conseqüentemente, definir qual é o mercado relevante para a análise (BRASIL, 2006a). Assim como no Guia de fusões norte-americano, o Guia brasileiro de concentração também define o mercado relevante como:

O mercado relevante se determinará em termos de produtos/serviços (de agora em diante simplesmente produtos) que o compõem (dimensão produto) e da área geográfica para a qual a venda desses produtos é economicamente viável (dimensão geográfica). Segundo o teste do monopolista hipotético, o mercado relevante é definido como o menor grupo de produtos e a menor área geográfica necessária para que um suposto monopolista esteja em condições de impor um pequeno, porém significativo e não transitório aumento de preços” (BRASIL, 2006a, p.9).

Para Haldrup, Mollgaard e Nilsen (2005), o teste do monopolista parece seguir um método ordenado na determinação da dimensão produto e geográfica. Entretanto, os autores afirmaram que podem existir muitos produtos substitutos próximos em ambas as dimensões o que dificulta a aplicação do teste do monopolista hipotético. Estes autores mostraram por meio de pesquisa realizada

¹⁴ A definição de qual deva ser o percentual de aumento de preços é, do ponto de vista econômico, arbitrário (GAMA; RUIZ, 2007).

em Copenhagen Economics¹⁵ que no caso de fusões de empresas europeias para o período de 1990 a 2001, o teste do monopolista hipotético foi utilizado em apenas 11% dos casos na definição de produto e somente em 4% nas delimitações de mercado geográfico.

Em âmbito nacional, Gama e Ruiz (2007) mostraram que em 47% das análises realizadas pelo CADE não se utilizou nenhum instrumental econômico para determinar as dimensões de produto e geográfica para o mercado relevante. De acordo com Barbosa (2006), existem limitações para a aplicação do teste do monopolista hipotético, especialmente no que diz respeito aos dados para a estimação das curvas de oferta e demanda, dado que as informações não estão disponíveis para as autoridades da defesa de concorrência, de maneira adequada e desagregada. Todavia, o TMH não é o único instrumento a ser utilizado na delimitação do mercado relevante.

De acordo com Pitelli (2008) ainda não há na literatura de organização industrial um consenso entre os economistas a respeito de um método quantitativo padrão e eficaz de determinação do mercado relevante e, além disso, encontra-se dificuldades em expressar o TMH em termos econométricos, mesmo este sendo mundialmente usado pelos Guias de defesa de concorrência. Todavia, existem outros métodos a serem aplicados para esse tipo de análise como a elasticidade-preço cruzada ou o teste de cointegração de preços, que também podem ser eficientes, entretanto, ressalta-se que se deve resguardar a lógica do teste do monopolista hipotético nesses métodos alternativos, conhecidos como *price test* (testes de preços).

Como sugere a própria definição de mercado relevante, esse mercado delimita quais são os produtos e qual é o espaço geográfico onde as firmas irão competir e, neste caso, é justamente essa competição que define os preços dos produtos. Assim, medidas que representam poder de mercado dependem

¹⁵ COPENHAGEN ECONOMICS. **The international market and the relevant geographical market: the impact of the completion of the single market programme on the relevant geographical market.** Brussels: EU Commission. DG Enterprise, 2003. 138 p. (Enterprise Paper, 15). Disponível em: http://ec.europa.eu/enterprise/Library/Lib-competition/doc/marketdef_executive_summary.pdf Acesso em 22 de fev. 2010.

crucialmente da definição de mercado relevante, que agregam elementos associados tanto à demanda quanto a oferta (CARLTON e PERLOFF, 2005).

Ao se analisar mercado relevante pela dimensão de produto deve-se incluir todos aqueles que são substitutos próximos pelo lado da demanda bem como pela oferta, pois o maior número de produtos ofertados permite ao consumidor exercer seu poder de escolha e, neste caso, é possível reduzir a possibilidade da firma utilizar o poder de mercado a partir da elevação de preços. Por outro lado, considerando a abordagem via análise da oferta, dois produtos são considerados pertencentes a um mesmo mercado quando as empresas, em resposta ao aumento de preço de um dado produto, forem capazes de realocar seus recursos e instalações para ofertar o produto relativamente mais caro em detrimento do outro.

Entretanto, conforme os estudos de Baker (2006), definir o mercado relevante considerando as duas forças econômicas, substituição da oferta e da demanda é uma tarefa árdua e complexa. Nestas circunstâncias, o guia de fusões norte americano recomenda considerar somente a substituição sob a ótica da demanda. De acordo com Salgado (2003), enfatizar o papel da demanda é relevante, visto que é sobre o consumidor que o poder de mercado é exercido e são suas reações e alternativas de escolhas que devem ser consideradas para identificar o grau de poder de mercado.

A literatura exhibe a determinação do mercado relevante por meio da aplicação dos testes de preço. Contudo, apenas dois desses textos se sobressaíram ao longo dos anos, sendo que seus autores se basearam em estudos de Stigler e Sherwin (1985). O primeiro deles foi elaborado por Haldrup (2003), este autor abordou todos os métodos econométricos viáveis à determinação do poder de mercado, destacando suas vantagens e desvantagens usando técnicas de correlação e cointegração de preços. O segundo tem como autor Forni (2004), que por sua vez, propôs um novo método de análise do mercado relevante via teste de estacionariedade, por isso esse método é considerado mais simples se comparado ao método anterior.

No estudo de Haldrup (2003), o autor utilizou técnicas econométricas clássicas e modernas para determinar se produtos de localidades diferentes pertenciam a um mesmo mercado geográfico. Para tanto o autor usou a seguinte sequência em seu procedimento: i) estimou a ordem de integração de cada série de preço por meio do teste de Dickey- Fuller Aumentado (ADF) e KPSS; ii) realizou comparações bivariadas e multivariadas das séries de preços via análise de correlação, causalidade de Granger e cointegração.

O autor concluiu que, caso as séries apresentassem o mesmo comportamento ao longo do tempo e fossem integradas de mesma ordem, isto é, se os preços se movessem juntos (*price comovement*), poderia afirmar que estes produtos pertenciam a um mesmo mercado geográfico. Contudo essa é uma condição necessária, porém não suficiente para determinar o mercado relevante. O autor recomenda que se faça a análise das questões inerentes à arbitragem e à substitutibilidade para garantir que estes preços tendem a se mover na mesma direção.

Essa metodologia pode ser aplicada de forma sequencial – determina-se primeiramente o mercado relevante em termos de produto para posteriormente delimitar em termos geográficos – ou de forma simultânea – neste caso, os testes permitem determinar ambos os mercados, de produto e geográfico ao mesmo tempo. Contudo, de acordo com Haldrup, Mollgaard e Nilsen (2005), a análise sequencial apresenta limitações decorrentes do baixo poder dos testes de raiz unitária. Esses autores ao delimitar o mercado relevante para o salmão norueguês e escocês para o período de 1992 a 2005 utilizaram testes de correlação parcial, causalidade de Granger e testes de cointegração de Johansen na análise sequencial. Ressaltaram também que a escolha de qual teste usar dependerá do grau de integração das séries. Para a análise do mercado relevante de forma simultânea, os autores optaram pelo teste de cointegração baseados no procedimento estabelecido por Johansen.

Haldrup (2003) enfatiza que não é necessária a convergência absoluta dos preços para afirmar que produtos diferentes pertençam a um mesmo mercado geográfico. O mais importante, neste caso, é verificar se o comportamento dos

preços de um produto se transmite a outro produto, isto é, averiguar se o ajustamento de preços em uma área afeta o ajustamento de preços em outra.

Por fim, Haldrup Mollgaard e Nilsen (2005) chamaram a atenção para um fato importante no que diz respeito às duas formas de delimitação do mercado relevante, sequencial ou simultânea. De acordo com as análises dos autores, quando os mercados – produto e geográficos – são definidos de forma simultânea – as substituições da demanda e da oferta, em ambas as dimensões ocorre de forma muito mais intensa do que no caso da análise de forma sequencial. Isto ocorre porque o procedimento sequencial se baseia em um conjunto de informações limitadas. Portanto, a forma simultânea se mostra muito mais robusta do que a sequencial e caso essa circunstância seja ignorada, pode-se levar à delimitação de mercado relevante de maneira muito restrita.

Quanto aos estudos realizados por Forni (2004), este autor utiliza o teste de raiz unitária para delimitar o mercado relevante. As séries foram trabalhadas com a diferença de preços entre as regiões e na forma logarítmica. O autor argumenta que as diferenças entre as séries são insensíveis aos dados deflacionados ou nominais quando se aplica o teste de estacionariedade ao passo que os testes de cointegração podem conduzir a diferentes resultados. Para Forni (2004), dois produtos ou espaços geográficos são considerados pertencentes ao mesmo mercado relevante se ambas as séries forem estacionárias. Assim, em caso de não estacionariedade das séries os produtos e áreas geográficas, são considerados pertencentes a mercados distintos.

Segundo Carlton e Perloff (2005), o grau de substituição entre dois produtos está associado aos preços correntes de ambos. Assim, se esses produtos estão sendo comercializados no mesmo mercado, seus preços devem se mover de forma conjunta ao longo do tempo. Neste caso, de acordo com os autores, a primeira etapa para definir um mercado relevante seria a determinação da correlação entre os preços. Entretanto, não é necessário que esta seja elevada para que ambos os produtos estejam no mesmo mercado. Quando produtos diferentes se originam do mesmo insumo, estes podem apresentar altas correlações entre os preços. Por outro lado, baixas correlações não indicam, necessariamente, que os

produtos não se encontram no mesmo mercado, desde que as alterações nos preços relativos sejam acompanhadas por grandes mudanças na quantidade. Assim, se o preço de um produto aumentar e o preço do bem substituto permanecer o mesmo, a demanda pelo primeiro produto deverá diminuir significativamente, insinuando uma interdependência entre eles. Neste caso, uma das limitações do uso das correlações de preços na determinação do mercado relevante é identificar qual nível de correlação necessária para concluir que dois produtos pertencem ao mesmo mercado (CHURCH & WARE, 2000).

Como mencionado, a aplicação de técnicas econométricas na definição do mercado relevante vem se tornando mais comum nas análises que norteiam as condutas anticompetitiva das firmas. Oliveira *et al.* (2003) definiram os mercados geográficos relevantes de atuação das fábricas de resinas de polietileno e polipropileno, a partir de técnicas econométricas de séries temporais, como a cointegração, decomposição da variância e teste de causalidade de Granger. Os autores procuraram encontrar evidências para decidir entre os mercados geográficos internacionais ou que se limitem ao Mercosul. Ressaltaram que diferentes métodos podem ser utilizados para definir a delimitação geográfica, como por exemplo, a avaliação das elasticidades-cruzadas ou teste da correlação de preços ao longo do tempo (*price correlation over*).

Para Farina *et al.* (2008), o método da correlação de preços tem sido largamente utilizado para definir mercados geográficos relevantes, segundo o qual produtos na mesma área de mercado tendem a ter o mesmo preço. Contudo, o método é mais eficaz para excluir a possibilidade de que dois produtos estejam em uma mesma área, do que para definir o conjunto de produtos que se encontram nela. Portanto, mesmo quando se verifica alta correlação entre os preços, a sugestão é que se apliquem outras técnicas a fim de complementar a análise. Vale dizer que, embora apresente limitações, o teste de correlação entre os preços, juntamente com testes de causalidade de Granger e cointegração, ainda são utilizados para delimitar mercados em concorrência imperfeita.

No presente estudo a delimitação do mercado relevante considera as estimações das elasticidades-preço diretas e cruzadas, testes de cointegração,

teste de causalidade de Granger e estimativas da decomposição histórica da variância do erro de previsão. Neste caso, optou-se por utilizar a abordagem da determinação do mercado relevante com base no lado da demanda, haja vista o que Salgado (2003) ressaltou, ao afirmar que as implicações indesejáveis do exercício do poder de mercado recaem com mais agravo sobre o mercado consumidor.

Em relação aos produtos selecionados para o estudo, chama-se a atenção para a escolha do frango inteiro congelado e das carnes bovinas e suínas. Como mencionado, a opção pelo frango inteiro congelado levou em consideração a sua representatividade em termos de produção nacional e de consumo. No caso das carnes de boi e de suíno, a opção se deu pelo fato de que alguns estudos¹⁶ que abordaram as questões inerentes á demanda por carnes no Brasil, terem apontado pelo fato que estas duas carnes são os produtos correlatos da carne de frango. Com isso, considera-se que a opção pelos produtos não seja um fator que possa comprometer ou até mesmo invalidar o estudo.

Neste caso, a definição *a priori* do mercado relevante permite maior segurança quanto às discussões seguintes a cerca da existência e do grau do poder de mercado na indústria brasileira de frango inteiro congelado. Ocorre, também, que a definição de mercado relevante preenche a lacuna deixada pelos modelos da NEIO, principalmente, aqueles baseados nos estudos de Bresnahan (1982).

¹⁶ Podem ser citados como referência os trabalhos de Mayorga et al (2007) e Santana e Ribeiro (2008).

3. REFERENCIAL TEÓRICO¹⁷

3.1. O Modelo Estrutura-Condução-Desempenho (ECD) versus A Teoria da Nova Organização Industrial Empírica (NEIO).

Os modelos derivados da abordagem tradicional da Estrutura-Condução-Desempenho (ECD) surgiram com o trabalho seminal de Mason (1939) e foram aperfeiçoados mais tarde por Joseph Bain (1956), quando este autor enfatizou as questões relacionadas às barreiras à entrada como componente da estrutura de mercado que permitiria maiores níveis de concentração e, conseqüentemente, maior poder de mercado por parte das firmas estabelecidas. Estes modelos prevaleceram até os anos 80, como referência para estudos que tratavam da origem do poder de mercado e suas implicações sobre o desempenho dos mercados. Os modelos ECD permitiam a identificação do poder de mercado via análise da performance das firmas, uma vez que se admitia relação unicausal entre estrutura de mercado¹⁸ e condução das firmas. Neste caso, o poder de mercado era considerado tão maior quanto mais concentrado e com maior nível

¹⁷ Esta seção e a seguinte foram elaboradas seguindo a estrutura da tese de doutoramento em Economia Aplicada de autoria de Rosângela Aparecida Soares Fernandes, onde a autora estudou o **Poder de mercado na distribuição de Gasolina C e os impactos sobre o bem estar social**. Apesar de a pesquisa ainda não ter sido publicada, trata-se de trabalho de referência que merece menção explícita. Além desse trabalho, a estrutura utilizada na pesquisa também pode ser encontrada em diversos estudos cujo foco é estimação do parâmetro de condução médio, ou poder de mercado. A exemplo, podemos citar: Deodhar e Sheldon (1997) e Zeidan (2005).

¹⁸ A estrutura de mercado era, geralmente, avaliada por meio de dois índices de concentração; o CR_k e o HHI. O CR_k é conhecido como sendo a razão de concentração e mede a proporção de mercado pelas K maiores empresas. Já o HHI considera as parcelas de todas as firmas participantes do mercado. Os índices

CR_4 e HHI podem ser calculados pelas seguintes fórmulas, respectivamente:

$$CR_4 = \sum_{i=1}^4 S_i$$

$$HHI = \sum_{i=1}^n S_i^2$$

, em que S_i representa a parcela de cada firma i . Maiores detalhes podem ser encontrados em Schmidt e Lima (2006).

de barreiras à entrada fosse a estrutura de mercado analisada. Assim, medidas de concentração e de escala mínima de eficiência eram utilizadas de maneira definitiva para quantificar o poder de mercado (CHURCH & WARE, 2000).

Usualmente, o poder de mercado era mensurado comparando o preço ao custo marginal das firmas atuantes no mercado estudado. Dado que o preço de mercado é observável, a identificação e mensuração do poder de mercado dependiam apenas do cálculo do custo marginal das firmas. Para realizar tal cálculo, estudiosos da época, usavam dados contábeis disponíveis e, neste caso, conseguiam aproximações do índice de Lerner¹⁹ e lucros econômicos (ZEIDAN, 2005).

Para Lovadine (2006), esses modelos assumiam uma relação de causalidade estável entre a estrutura da indústria, a conduta da firma e desempenho do mercado. Neste tipo de abordagem era comum o uso de um conjunto de variáveis observáveis com as quais era possível explicar as diferenças interindustriais no desempenho do mercado e, conseqüentemente, o poder de mercado.

Apesar de a abordagem ECD ter sido predominante até os anos 80, esta sofreu algumas críticas em relação às suposições que estavam por trás desses modelos. De acordo com Schmalensee (1989) e Fiúza (2001), as principais críticas são:

- i) O fato de os modelos ECD basearem suas análises em dados contábeis limita os estudos cujo foco era as economias de escala, haja vista que, neste caso, os custos marginais eram aproximados por custos médios. Além disso, quando se tratava de firmas com mais de um produto, não havia separação de custos para os diferentes produtos;
- ii) Os estudos ECD utilizavam estatísticas do governo que abordavam a indústria como um todo e, por esta razão, alguns aspectos particulares tais como a concorrência externa, definição de mercado relevante, etc., não eram abordados;

¹⁹ O índice de Lerner consiste em um indicador de poder de mercado comumente utilizado na literatura de Organização Industrial.

- iii) Presença de endogeneidade, uma vez que a maior parte desses estudos apresentava correlação positiva, embora fraca, entre o grau de concentração do mercado e a lucratividade média do setor. A interpretação da correlação positiva confirmava a hipótese de que o nível de concentração criava condições para que as firmas agissem em conluio ou dificultava a rivalidade entre as firmas. Ainda em relação à endogeneidade, Demsetz (1973) afirmou em seus estudos que firmas eficientes e produtivas cresciam mais rapidamente que suas concorrentes menos eficientes e menos produtivas, o que resultava em aumento do nível de concentração do mercado. Com isso, as firmas atuantes em mercados mais concentrados poderiam alcançar maiores lucros não em decorrência de maior poder de mercado, e sim devido a custos mais baixos. Desta forma, com base na afirmação de Demsetz, e contrariando idéia central da ECD no que concerne a uma perspectiva de curto prazo, o desempenho é que influencia a estrutura do mercado e não o contrário;
- iv) As medidas de concentração como, CR_k e HHI, pouco refletem o nível de poder de mercado de uma indústria, visto que não consideram as elasticidades, os incentivos aos produtores e a entrada de potenciais competidores no mercado;
- v) Em relação à estimação, Schmalensee (1989) afirma que dados de cross-section são úteis para estimar as relações de longo prazo, quando os desvios de equilíbrio não são correlacionados com as variáveis explicativas do modelo. Neste caso, a técnica de equações simultâneas poderia identificar equações estruturais. Entretanto, devido à presença de endogeneidade do modelo, não existem variáveis teoricamente exógenas a serem utilizadas no modelo empírico interindustriais, a não ser as variáveis defasadas. Desta forma, os instrumentos necessários à aplicação de modelos de equações simultâneas dificilmente estão disponíveis.

Motivado pelas críticas em relação ao paradigma ECD, principalmente no que diz respeito às incertezas quanto aos custos marginais, Bresnahan iniciou estudos na década de 1980 agregando análises setoriais, teoria microeconômica e análises empíricas. Este autor desenvolveu um modelo estrutural dentro do contexto da teoria da NEIO, que permite identificar o grau de poder de mercado da indústria a partir da identificação de um parâmetro de conduta médio. O modelo elaborado possui preço de mercado e quantidade determinados pela interseção da curva de demanda e relação de oferta²⁰. A função de demanda, sendo os consumidores tomadores de preços, e a relação de oferta são determinadas a partir da regra de maximização de lucro em oligopólio, em que receita e custo se igualam na margem.

Devido à importância dos estudos realizados por Bresnahan (1982), estes são considerados o marco da abordagem da Teoria da Nova Organização Industrial Empírica (NEIO). Conforme Lovadine (2006) trata-se de uma abordagem estrutural, pois envolve o uso de teoria para especificar a estrutura da demanda e da oferta, bem como a conduta da firma. Desta forma, dado as críticas que recaíram sobre a escola ECD, esta vem perdendo espaço para a abordagem NEIO, visto que esta última apresenta vantagens em relação ao antigo modelo, tais como as apontadas no estudo de Church e Ware (2000): i) os dados contábeis de custo não são mais usados, desta forma, os custos marginais são considerados não observáveis; ii) o poder de mercado estimado, diz respeito a somente uma indústria ou firma particular; iii) empregam-se modelos teóricos baseados em oligopólios para determinar o comportamento de firmas e, ou indústrias permitindo assim testar o poder de mercado e; iv) o grau de poder de mercado pode ser estimado com base na conduta da firma.

Em resumo, a questão central dos modelos NEIO baseados nos estudos de Bresnahan (1982) está na estimação de um parâmetro de conduta médio que permite inferências empíricas sobre a existência e quantificação do poder de

²⁰ Não são construídas curvas de ofertas no sentido estrito da teoria econômica, haja vista que a definição de uma curva de oferta pressupõe que a estrutura de mercado seja competitiva e, portanto, independência entre as decisões dos agentes. Como se trata de uma estrutura de mercado em oligopólio em que a tomada de decisão da firma influencia diretamente a função de oferta, esta passa a ser denominada relação de oferta.

mercado em determinada indústria. Estes trabalhos conduzem a uma análise estática comparativa da demanda, abordando a identificação do poder de mercado por meio da estimação do modelo composto pela equação de demanda e a relação de oferta que representam o equilíbrio de mercado.

3.2. O poder de mercado com base na Teoria da Nova Organização Industrial Empírica (NEIO).

A metodologia básica que sustenta as análises da NEIO parte de uma estrutura de oligopólio para mensurar o grau de poder de mercado, incluindo variáveis endógenas observadas, preços e quantidade da indústria e, exógenas que deslocam as funções de custos e demanda (ZEIDAN, 2005). Neste caso, a identificação do poder de mercado ocorre por meio da resposta dos preços às variações na elasticidade-preço da demanda a partir de um parâmetro de conduta médio (λ), que determina o comportamento das firmas nesse mercado. Importante considerar que o parâmetro de conduta é médio, pois os dados utilizados referem-se à indústria de forma agregada.

Portanto, a metodologia formal da NEIO, seguindo o proposto por Bresnahan (1982), pode ser representada por uma função de demanda e uma relação de oferta. Considerando que os consumidores possuem uma função de demanda característica, dada por:

$$Q = Q(P, Y, \alpha) \quad (1)$$

em que Q é a quantidade, P é o preço, Y é uma variável de renda exógena, e α um parâmetro do lado da demanda a ser estimado. Uma vez que preço e quantidade são determinados de maneira simultânea, a função de demanda linear²¹ pode ser dada na forma inversa, como:

²¹ Função de demanda linear dada por $Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Z + \varepsilon$.

$$P = P(Q, Y, \alpha) \quad (1)$$

De acordo com a teoria microeconômica, a receita total é igual ao produto entre o preço e a quantidade, isto é, $RT = P * Q$, então a receita marginal como percebida pela firma, dada por $RM(\lambda)$, é expressa por:

$$RM(\lambda) = P(Q, Y, \alpha) + \lambda Q \left[\frac{\partial P(Q, Y, \alpha)}{\partial Q} \right] \quad (2)$$

Pelo lado da oferta, o equilíbrio de mercado é um pouco mais abrangente. Considere uma função de custo como:

$$C = C(Q, W, \beta) \quad (3)$$

em que C é o custo total, W é um vetor de variáveis exógenas de custo, β é o parâmetro da função de oferta desconhecido a ser estimado. Em uma situação de concorrência perfeita, em que os vendedores também são tomadores de preços, o preço é igual ao custo marginal, neste caso tem-se:

$$P = c(Q, W, \beta) \quad (4)$$

em que $c(\)$ é o custo marginal, ou seja, $P = \frac{\partial C(Q, W, \beta)}{\partial Q}$.

Contudo, no caso de oligopólios, nem todas as firmas são tomadoras de preços, então, a condição de equilíbrio para a indústria é alcançada quando receita marginal percebida se iguala ao custo marginal, e não ao preço. Essa condição de igualdade pode ser escrita como:

$$P(Q, Y, \alpha) + \lambda Q \left[\frac{\partial P(Q, Y, \alpha)}{\partial Q} \right] = \frac{\partial C(Q, W, \beta)}{\partial Q} \quad (5)$$

Reorganizando os termos da equação (5), esta passa a ser representada como:

$$P(Q, Y, \alpha) = \frac{\partial C(Q, W, \beta)}{\partial Q} - \lambda Q \left[\frac{\partial P(Q, Y, \alpha)}{\partial Q} \right] \quad (5')$$

em que λ é o parâmetro que determina o grau de poder de mercado e varia entre zero e 1. Tomando a maximização de lucro em competição perfeita, $\lambda = 0$. Por outro lado, se a estrutura de mercado de uma indústria é um monopólio ou cartel perfeito, $\lambda = 1$. Já em estruturas de mercados de oligopólio e monopólio competitivo, λ assume um valor intermediário. Sob o modelo de equilíbrio de Cournot, tem-se $\lambda = \frac{1}{n}$, desde que cada firma da indústria produza o mesmo montante em condições de equilíbrio.

Portanto, de acordo com Bresnahan (1982), a preocupação maior é averiguar se λ pode ser identificado em (1) e (5'), isto é, se existe peculiaridades

observáveis entre uma situação de mercado em competição e em cartel. Para tanto, Bresnahan (1982) expôs o problema de maximização das firmas considerando a função de demanda linear e a de custo marginal segundo as seguintes equações:

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Y \quad (6)$$

$$CM = \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W \quad (7)$$

em que P é o único preço definido pelo mercado, Q é a quantidade total consumida (produção industrial), Y é a variável de renda e exógena na função de demanda e, W é a variável de custo e exógena na função de oferta.

Considerando a equação representativa da oferta, atenta-se para o fato de que o preço não deve ser determinado de forma independente, mas simultaneamente, a partir da regra de maximização de lucro em oligopólio, $RM = CM$. Desta forma, a condição de maximização determina a formulação do modelo e permite a elaboração da relação de oferta. De acordo com Bresnahan (1989), a teoria de oligopólio é utilizada para se especificar a equação do modelo a ser estimada. Inferências sobre o poder de mercado são realizadas apenas por meio de implicações refutáveis da teoria contidas na estática ou dinâmica comparativa de equilíbrio em oligopólio.

Conforme mencionado anteriormente, a relação de oferta é derivada tomando a receita total como sendo o produto do preço pela quantidade, $RT = P \cdot Q$. Neste caso, a receita marginal é definida como $RM = P + \left(\frac{\partial P}{\partial Q}\right)Q$.

No caso da função de demanda inversa, esta pode ser obtida por meio da inversão simples da função de demanda descrita em (6):

$$\alpha_1 P = Q - \alpha_0 - \alpha_2 Y \quad \Rightarrow \quad P = \frac{Q}{\alpha_1} - \frac{\alpha_0}{\alpha_1} - \frac{\alpha_2 Y}{\alpha_1}$$

$$\frac{\partial P}{\partial Q} = \frac{1}{\alpha_1}; \text{ logo: } RM = P + \left(\frac{Q}{\alpha_1}\right)$$

Finalmente, ao se introduzir λ na igualdade entre $RM = CM$, a relação de oferta pode ser representada por:

$$P + \frac{\lambda Q}{\alpha_1} = \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W \Rightarrow P = -\frac{\lambda Q}{\alpha_1} + \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W \quad (8)$$

Considerando o problema de maximização exposto por Bresnahan (1982), pode-se notar que ambas as equações atendem a condição de ordem. A equação de demanda (6) é identificada, visto que inclui apenas uma variável endógena P e exclui uma variável exógena W . Da mesma forma, relação de oferta também é identificada, haja vista que a equação do CM exclui uma variável exógena, Y . Contudo, o parâmetro de conduta médio, λ , que determina o grau de poder de mercado, ainda não é identificado, ou seja, é necessário reescrever a equação (8) da seguinte forma:

$$P = \beta_0 + \gamma Q + \beta_2 W \quad (9)$$

em que $\gamma = \left(\beta_1 - \frac{\lambda}{\alpha_1}\right)$. A equação (9), agora é identificada, pois inclui apenas a variável Q , endógena e exclui a variável exógena Y . Contudo, ainda existem dúvidas em relação ao equilíbrio considerado, se $P = CM$, ou se $RM = CM$.

Para determinar λ a partir da expressão $\gamma = \left(\beta_1 - \frac{\lambda}{\alpha_1}\right)$, observa-se que é necessário obter as estimativas de β_1 , α_1 e γ . Entretanto, a função de demanda inversa e a equação (9), permitem conhecer somente α_1 e γ , nestas circunstâncias, λ não pode ser identificado. Esta situação pode ser ilustrada por

meio da Figura 2. Verifica-se que no ponto de equilíbrio (E_1), tem-se D_1 e RM_1 . Considerando que a curva de demanda é linear, a RM também é linear. Nota-se que E_1 , reflete tanto uma situação de cartel ou monopólio com custo CM^m (dado por $RM_1=CM^m$), quanto uma situação de competição perfeita em que CM^c é dado por $P=CM^c$. Observa-se também que qualquer aumento na variável exógena Y deslocará a curva de demanda para fora, isto é, movimento no sentido de D_1 para D_2 . Neste caso, os equilíbrios do monopólio e o competitivo movem-se para o novo ponto E_2 .

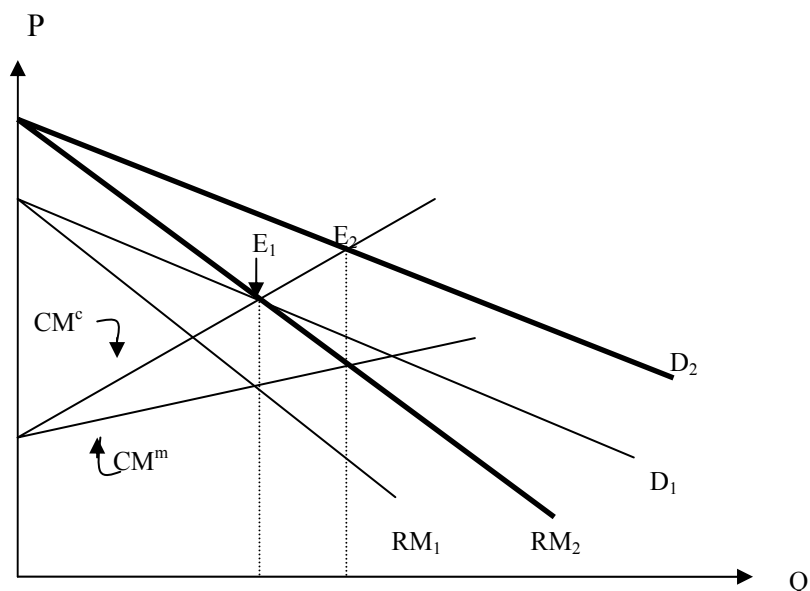


Figura 2- Alteração do equilíbrio de mercado devido a deslocamento da demanda
 Fonte: Bresnahan (1982)

A relação de oferta para cada firma concorrente é representada pelo CM^c que é custo marginal. Desta forma, por meio da Figura 2, não é possível verificar diferenças entre a hipótese de competição e monopólio. Com base nisso, Bresnahan (1982) introduziu variáveis exógenas na função de demanda a fim de solucionar tal problema. As variáveis exógenas combinam elementos de rotação e de deslocamento vertical da curva de demanda que permitem identificar a origem da competição. Esse movimento de deslocamento e rotação pode ser observado pela análise da Figura 3.

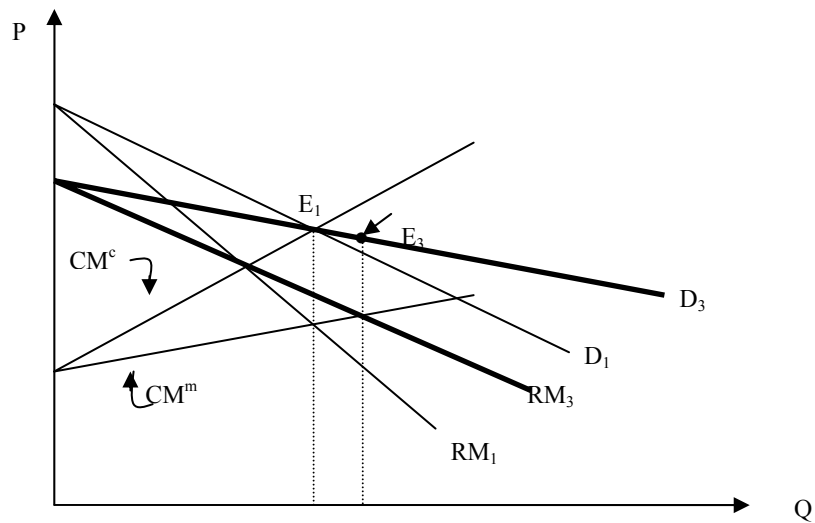


Figura 3- Deslocamento e rotação da função de demanda e o equilíbrio de mercado

Fonte: Bresnahan (1982)

Observa-se que não houve alterações nas curvas de custo e nem na curva de demanda, D_1 - RM_1 . No entanto, o movimento provocado pela introdução da variável exógena na função de demanda, deixa de ser apenas um deslocamento vertical (para se obter D_2 - RM_2 , como na Figura 2) para ser um movimento de deslocamento e rotação ao redor de E_1 . Esses movimentos duplos, deslocamento e rotação, permitem obter D_3 - RM_3 . Assim, se a relação de oferta for a própria curva de oferta, não haverá alterações no ponto de equilíbrio, ou seja, se CM^c é a curva de custo marginal e a competição é perfeita, E_1 deve ser o equilíbrio de mercado para qualquer uma das curvas de demanda, D_1 ou D_3 . Por outro lado, se CM^m for a curva de custo marginal e a oferta de monopólio, conseqüentemente, o equilíbrio mudará para E_3 , em que $RM_3 = CM^m$. Assim, se houver mudança no ponto de equilíbrio para as curvas de demanda, as hipóteses de competição perfeita e monopólio são obviamente distintas, desde que seja possível rotacionar e deslocar a função de demanda.

No Brasil, o modelo proposto por Bresnahan (1982) foi utilizado em alguns estudos cujo foco era a análise do poder de mercado. Como exemplo tem-se o trabalho elaborado por Zeidan (2005), no qual foi feita a análise do poder de mercado na indústria de cimento no Brasil. Neste trabalho, o autor ressalta que a

idéia central dessa abordagem é a de que, se a função de demanda for rotacionada e deslocada ao longo de seu eixo, pode-se verificar se existe ou não poder de mercado por parte das firmas. Em mercados competitivos, em que a maximização do lucro é dada pela igualdade entre preço e custo marginal, $P = CM$, o preço de equilíbrio permaneceria constante. Por outro lado, na possibilidade de exercício de poder de mercado, alterações na elasticidade-preço da demanda modificam a decisão ótima de preços, pois as firmas reagem ao perceberem que ocorreu mudança na RM.

Em seus estudos, Bresnahan (1982) procurou avaliar a existência de poder de mercado por meio de variáveis que rotacionam e deslocam a função de demanda, a partir da construção de uma curva de demanda e relações de oferta que determinam um equilíbrio de mercado. A metodologia sugerida no modelo descrito por Bresnahan (1982) apresenta a equação de demanda como:

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Y + \alpha_3 PZ + \alpha_4 Z + \varepsilon \quad (10)$$

Reescrevendo (10), tem-se:

$$Q = (\alpha_0 + \alpha_2 Y + \alpha_4 Z) + [(\alpha_1 + \alpha_3 Z)P + \varepsilon] \quad (10')$$

em que Y é a renda, P é o preço do bem e Z é uma variável exógena pelo lado da demanda. A característica fundamental da equação de demanda descrita em (10) é que a interação entre Z e P , de forma que mudanças em Z combinam elementos de deslocamento vertical e rotação na demanda. Com isso, alterações em Z implicam em rotação da equação de demanda, permitindo a identificação do parâmetro de conduta médio, λ . O intercepto vertical é determinado pelo primeiro termo do parêntese do lado direito, e a inclinação é dada pelo segundo parêntese²².

²² Lau (1982) contribuiu para o modelo de Bresnahan (1982) por meio de seu teorema da impossibilidade. Tal teorema afirma que a identificação do grau de competição da indústria não é possível se a função de demanda inversa for separável no vetor de variáveis exógenas Z , envolvida na determinação de poder de

De acordo com Bresnahan (1982), Z pode ser representado pelo preço de um bem substituto ou até mesmo uma variável de renda Y. Também, em alguns estudos empíricos, Z pode representar alguma variável que dimensiona o comportamento do consumo determinada por uma variável de tendência. Quanto à derivação da relação da oferta, é necessário atentar para algumas questões:

Partindo da receita total dada por $RT = P \cdot Q$, a receita marginal pode ser definida como $RM = P + \left(\frac{\partial P}{\partial Q}\right)Q$. Além disso, para obter-se a função de demanda inversa, basta inverter a função de demanda representada em (10), desta forma, tem-se:

$$P = \frac{Q}{(\alpha_1 + \alpha_3 Z)} - \frac{(\alpha_0 + \alpha_2 Y + \alpha_4 Z)}{(\alpha_1 + \alpha_3 Z)}$$

$$\frac{\partial P}{\partial Q} = \frac{1}{(\alpha_1 + \alpha_3 Z)} \quad \therefore \quad RM = P + \frac{Q}{(\alpha_1 + \alpha_3 Z)}$$

Em oligopólios, a condição de maximização do lucro ocorre no ponto em que a RM se iguala ao CM. Sendo a RM a derivada da receita total e CM a derivada do custo total, então ao introduzir o λ na igualdade entre $RM = CM$, e tomando o custo marginal e a demanda como lineares, a relação de oferta pode ser descrita como:

$$P = \frac{\lambda}{(\alpha_1 + \alpha_3 Z)} Q + \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W + \eta \quad (11)$$

Sendo a receita marginal dada por $RM = P + \frac{Q}{(\alpha_1 + \alpha_3 Z)}$.

mercado. Logo, α_3 deve ser diferente de zero, pois se $\alpha_3 = 0$, é impossível determinar o parâmetro de conduta médio e, conseqüentemente, identificar o grau de poder de mercado.

Por definição $Q^* = -\frac{Q}{(\alpha_1 + \alpha_2 Z)}$, assim, a equação (11) pode ser reescrita como:

$$P = \lambda Q^* + \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W + \eta \quad (11')$$

Para que o λ e β_1 sejam identificados na equação (11'), os parâmetros, α_1 e α_2 são conhecidos pela estimação da primeira função de demanda e, λ passa a ser conhecido como o coeficiente de Q^* . Além disso, de acordo com Bresnahan (1989), para que λ possa ser estimado, é necessário atender duas condições. Primeira, não deve existir colinearidade perfeita entre as variáveis endógenas Q, da função custo e da demanda. Contudo, a correlação perfeita não ocorrerá, uma vez que a variável endógena é função da variável exógena Z. Segundo, a função de demanda inversa não deve ser separável na variável exógena envolvida na determinação de poder de mercado. Em relação à segunda condição, Fiúza (2001) afirma que a intuição econômica nesse segundo pressuposto é simples. Se a curva de demanda fizer uma rotação ao redor do preço, não haverá alterações no ponto de equilíbrio se a concorrência for perfeita; por outro lado, se existir algum poder de mercado, as firmas percebem receitas marginais diferentes, afetando suas decisões de preço e quantidade de equilíbrio.

Portanto, em resumo, o que se observa é que a lógica da formulação estática de Bresnahan (1982) consiste em inserir o termo de interação PZ para que a curva de demanda possa ser deslocada e ao mesmo tempo rotacionada, modificando sua elasticidade, viabilizando a identificação de λ .

3.3. Críticas aos modelos da Nova Organização Industrial Empírica.

Do ponto de vista dos estudos econômicos, a teoria que envolve os modelos da NEIO ainda é considerada jovem e por esta razão recai sobre ela uma série de críticas, mesmo que estas ainda não estejam consolidadas de maneira formal. Parte dessas críticas diz respeito ao modelo estático, uma vez que os

estudos em Organização Industrial, cujo foco é para o comportamento da indústria, deveriam revelar estratégias de longo prazo, e neste caso, o modelo estático é considerado inadequado por abranger apenas uma situação de curto prazo. Assim, como ressaltado por Zeidan (2005), as principais críticas direcionadas aos estudos da NEIO são:

a) *Modelo atóxico*: Os modelos da NEIO objetivam modelar um fenômeno dinâmico (ação e reação entre firmas) dentro de uma abordagem estática.. Desta forma, esses modelos pretendem analisar o comportamento das firmas em um mercado de competição imperfeita em que as empresas sabem que suas ações podem influenciar o comportamento das demais e, conseqüentemente, provocar uma reação. Contudo com a abordagem dinâmica proposta por estudiosos como Steen e Salvanes (1999) e Erik Hjalmarsson (2000) esta crítica não procede na atualidade.

b) *Viés das formas funcionais*: Nos estudos que se guiam pela metodologia apresentada na abordagem NEIO, geralmente, se verifica a utilização de diferentes formas funcionais, desde as formas lineares simples como as apresentadas no trabalho de Steen e Salvanes (1999) até log-lineares utilizada por Nakane (2002) e funções quadráticas para os modelos dinâmicos encontrados no trabalho de Karp e Perloff (1989). Todavia, essa flexibilidade em relação ao uso de uma ou outra forma funcional implica em sérias preocupações no que diz respeito aos resultados encontrados na estimação dos modelos, haja vista que há dúvidas quanto à dependência dos resultados empíricos em relação à escolha prévia da forma funcional e das variáveis explicativas. Por outro lado, alguns trabalhos encontrados na literatura da NEIO apontam para o fato de que formas funcionais bastante flexíveis sugerem a neutralidade dos resultados do parâmetro de conduta com relação à equação utilizada.

c) *Desconsideração das inovações tecnológicas no trato dos modelos*: A maior parte dos estudos baseados na NEIO utiliza séries de dados com

periodicidade anual superior a trinta observações. Ainda sim, existe preocupação no que diz respeito à suficiência quanto ao número de observações que permita captar as transformações tecnológicas.

d) *Delimitação do mercado relevante*: O que se observa nos trabalhos com o enfoque da organização industrial, é que a delimitação do mercado ocorre, em muitos casos, de forma subjetiva e imperceptível. Geralmente, a delimitação do mercado relevante se fundamenta nas questões relacionadas à oferta, principalmente no que diz respeito a um ou conjunto de produtos. Muitas vezes, os pesquisadores utilizam alguma classificação disponibilizada por agências especializadas em estudos que tratam da conduta de empresas diante à estrutura do mercado (MARTIN, 2001). No caso do presente estudo, a delimitação geográfica sob a ótica de produto foi realizada, basicamente, por meio de técnicas de análise de cointegração e estudo das elasticidades preço e cruzadas da demanda, deste modo procurou contornar tal subjetividade das delimitações do mercado relevante. Todavia, quando se trata da ótica geográfica, neste caso, devido à indisponibilidade de informações mais fidedignas do mercado, a delimitação geográfica do mercado no presente estudo foi tratada com certo grau de subjetividade se constituindo em uma das limitações do trabalho que poderão em outra ocasião ser superada. Porém ressalta-se que a escolha das cinco praças em análise levou em consideração a expressividade das mesmas em termos de produção e consumo.

e) *Definição de hipóteses sobre o comportamento da função de demanda e da relação de oferta*: A fim de averiguar o poder de mercado por parte do oligopolista, os pesquisadores assumem que a outra parte do mercado se comporta de maneira concorrencial. Todavia, essa estratégia pode levar a estimativas erradas do poder de mercado, caso o modelo não leve em consideração o outro lado, como por exemplo, a demanda. Neste ponto vale destacar o fato de que a presente pesquisa não objetivou analisar as implicações da força da demanda quando esta leva em consideração grandes redes supermercadistas. O que se pretendeu na pesquisa foi

verificar a existência e exercício do poder de mercado, bem como suas implicações sobre o consumidor final. Todavia, contrapor as duas forças de mercado, a da indústria e a das grandes redes de supermercados, poderia trazer resultados distintos dos encontrados em questão e, que portanto, pode ser analisado em pesquisas futuras.

f) *Além disso, os modelos de conduta são sensíveis à periodicidade*, isto é, mudança no período analisado, muda de forma significativa os resultados da estimação. O mesmo ocorre com a escolha das variáveis instrumentais que também influencia de maneira significativa os resultados.

Portanto, diante das limitações da abordagem NEIO, principalmente as relacionadas à formulação estática de Bresnahan (1982), o uso do modelo dinâmico torna-se relevante, visto que supera grande parte das críticas mencionadas em relação à aplicação dos modelos estáticos. Um dos avanços do modelo dinâmico comparado ao estático, diz respeito ao fato do teste de poder de mercado unilateral funcionar como mudanças no comportamento da demanda. Assim, o modelo suporta alterações em relação a preços e quantidades.

3.4. Níveis de bem-estar

As imperfeições de mercado resultam quase sempre em diferenças entre preços e custos marginais. Tal diferença implica em excedentes adicionais obtidos por uma indústria ou firma, esse excedente é auferido por meio de estratégia viabilizada pelo poder de mercado. Esses excedentes geralmente são insuficientes para compensar as perdas atribuídas aos consumidores devido às elevações dos preços de mercado. Consequentemente, os resultados consistem em uma perda líquida (DWL^{23}) que nada mais é do que o custo para a sociedade como um todo devido à ineficiência do mercado.

Entretanto, de acordo com Martin (1993), a transferência de renda do consumidor para o produtor, proporcionada pelo exercício do poder de mercado não pode ser considerada perda de bem-estar social, quando é compensada pelo

²³ Abreviação para *Deadweight loss*.

lucro do monopólio que se transfere aos proprietários das firmas. Graficamente, a transferência de renda do consumidor ao produtor, devido ao exercício do poder de mercado, é representada pela área A (Figura 4). Contudo, esta não representa uma perda do ponto de vista da sociedade. Por outro lado, o triângulo formado pelas áreas B + C, representa a perda de bem-estar social que reflete o excedente potencial que seria apropriado por algum grupo – consumidor ou produtor – em uma estrutura de competição perfeita.

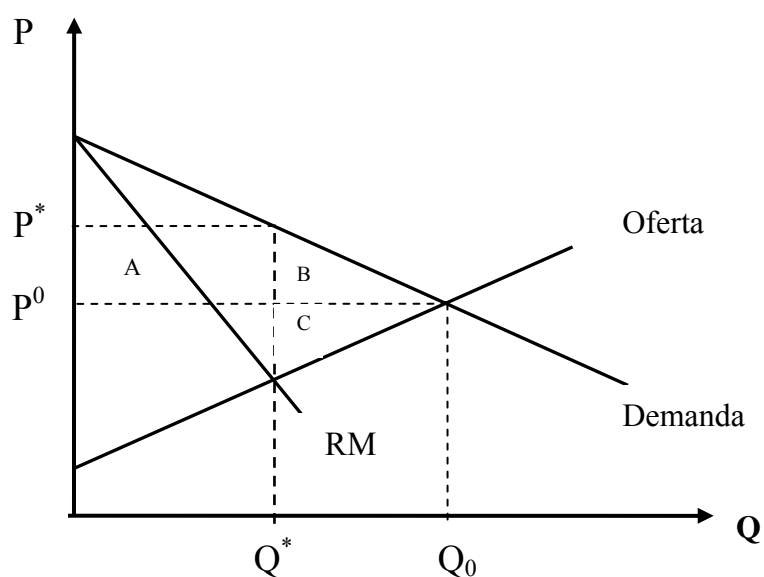


Figura 4 – Perda de bem-estar decorrente do exercício de poder de mercado

Fonte: Carlton e Perloff (2005)

De modo simples, o primeiro estudo que procurou mensurar a perda de bem-estar social, pressupondo um monopólio em que a firma possuía custo marginal constante e sua curva de demanda apresentava elasticidade unitária, foi realizado por Harberger (1954). Em seu artigo, o autor enfocou o setor manufatureiro nos EUA. Harberger (1954) assumiu que o objetivo da firma era colocar o preço acima do custo marginal reduzindo o excedente do consumidor e, aumentando o lucro relativo a um ambiente competitivo. Neste caso, a diferença entre a perda do excedente do consumidor e o ganho do produtor representa a perda de bem-estar líquida, ao invés da redistribuição do consumidor ao produtor

quando o mercado deixa de ser competitivo passando a monopolista. Assim, a primeira formulação do cálculo da perda de bem-estar (*DWL*) em estrutura de monopólio, sugerida por Harberger (1954), foi então definida por:

$$DWL = \left(\frac{1}{2}\right) (\Delta p)(\Delta q) \quad (12)$$

em que $\Delta p = p_m - p_c$ e $\Delta q = q_m - q_c$ representam desvios do preço e da quantidade produzida do equilíbrio competitivo que resulta de um exercício de poder de mercado. O autor reconhece as limitações de suas hipóteses, em relação à estrutura de mercado e ao comportamento da demanda, porém destacou que o objetivo de seu estudo era tão somente avaliar a ordem de grandeza dos valores envolvidos, centrado na experiência das principais indústrias americanas de manufaturas.

Mesmo assim, o trabalho de Harberger (1954) recebeu críticas principalmente em relação à pressuposição de que $\eta = 1$ para todas as indústrias, isto é, o autor errou ao não considerar a interdependência de Δp e Δq . Além disso, o autor também foi criticado pelos procedimentos em relação às estimações sobre o excesso de lucro. Diante das críticas feitas sobre a proposta de Harberger (1954), surgiu uma reformulação para a equação que retratava a perda de bem-estar inerente a uma estrutura de monopólio. Por meio dessa nova proposta, era possível mensurar a perda de bem-estar em estruturas de mercado oligopolistas e o pressuposto de $\eta = 1$ foi relaxado (DASKIN, 1991). Assim, a equação que determina a perda de bem-estar, em estruturas oligopolistas, em termos de variáveis observáveis é representada pelo *DWL* expresso como:

$$DWL = \left(\frac{1}{2}\right) \pi^2 \frac{\eta}{R} \quad (13)$$

em que, η representa a elasticidade-preço da demanda em valor absoluto, π o lucro do monopolista e R a receita total em que $RT = P \cdot Q$.

As estruturas de mercado caracterizadas pelo monopólio e custos marginais constantes, normalmente não ocorrem na prática. Nestas circunstâncias, os trabalhos científicos cujo foco são as estruturas de mercado, direcionam suas análises para uma situação de oligopólio, o mesmo ocorre nos estudos voltados à perda de bem-estar (ARAÚJO, 2001). Considerando um contexto de oligopólio, nota-se que existem diferentes métodos usados para mensurar a perda de bem-estar dos consumidores causada pelo exercício de poder de mercado que, geralmente se verifica em estruturas de mercados em competição imperfeita. Especificamente, Dixit e Stern (1982) e Clarke e Davies (1982), procuraram quantificar a perda de bem-estar em uma estrutura oligopolista, por meio de um método usual fundamentado na parametrização específica das conjecturas de uma firma oligopolista.

Contudo, destaca-se que em razão da indisponibilidade de dados desagregados em nível de firmas, os estudos quanto ao *DWL* que poderiam envolver vários setores da economia, muitas vezes tornam-se inviáveis. No Brasil, o que parece é que são poucos os estudos com este enfoque. Schmidt e Lima (2006) seguiram a abordagem proposta por Daskin (1991) e estimaram a elasticidade-preço da demanda, bem como quantificaram a perda de peso morto no setor siderúrgico no Brasil, referentes a 2000 e 2001.

Assim, a análise do trabalho de Daskin (1991) mostrou que este autor considerou em seu estudo uma demanda com elasticidade constante (isoelástica) dada por: $Q = AP^{-\varepsilon}$, em que Q é a quantidade total vendida na indústria manufatureira dos Estados Unidos, $A > 0$ é uma constante, ε é o valor absoluto da elasticidade-preço da demanda e P o preço do produto homogêneo. A indústria considerada tem N firmas, em que q_i representa a quantidade vendida pela firma i , $s_i = \frac{q_i}{Q}$ é a parcela de mercado (*market share*) da firma i e C_i o custo marginal da firma i .

As firmas, de forma individual, procuram maximizar o lucro considerando $\Pi_i = RT_i(Q) - CT_i(q_i)$, em que Π_i é o lucro da firma i , $RT_i(Q)$ é a receita total (ou faturamento) da firma i e $CT_i(q_i)$ é o custo total da firma i . Por

hipótese, não há custo fixo e o custo marginal C_i é constante, podendo variar entre cada uma das firmas, e a variação conjectural²⁴ (α_i) é dada por:

$$\frac{dq_K}{dq_i} = \alpha_i + \frac{q_K}{q_i}, \forall K \neq i, \alpha_i \in (0,1]$$

. Aplicando-se a condição de primeira ordem²⁵ sobre a função de maximização do lucro, o resultado da derivação é:

$$P(Q) \left\{ 1 - \frac{[S_i(1 - \alpha_i) + \alpha_i]}{\varepsilon} \right\} - C_i = 0 \quad (14)$$

Considerando que o Índice de Lerner²⁶ é dado por:

$$L_i = \frac{P_i - C_i}{P_i} \quad (15)$$

A partir da equação (15), pode-se reescrever a equação (14) como:

$$L_i = \frac{[S_i(1 - \alpha_i) + \alpha_i]}{\varepsilon} \quad (16)$$

Em conformidade com Mas Collet et al. (1995), a definição formal para o *DWL* consiste na redução do bem-estar provocada pela distorção da quantidade com respeito ao equilíbrio competitivo. Desta forma, considerando $Q(P)$ como a função de demanda e Cmg o custo marginal da indústria, o *DWL* pode ser definido matematicamente como:

$$DWL = \int_{P_{CP}}^{P^e} [Q(P) - Cmg[Q(P)]] dP \quad (17)$$

²⁴ Supondo um duopólio, a variação conjectural permite medir a expectativa da firma 1 em relação a reação em termos de produção da firma 2 dado uma mudança em sua própria produção.

²⁵ Maiores detalhes quanto aos procedimentos em relação à aplicação da condição de primeira ordem podem ser encontrados no anexo do trabalho de Schmidt e Lima (2006).

²⁶ Este índice também é chamado de *Price-Cost Margin*. Para explicação mais detalhada consultar Mas-Collet et al. (1995) ou Varian (1992).

Nota-se que a primeira parte da integral representada em (17) refere-se ao excedente do consumidor (EC), e a segunda, ao excedente do produtor (EP). A diferença entre essas duas partes permite identificar o *DWL*, assim, $DWL = EC - EP$. Para mensurar o EC é necessário definir previamente uma função de demanda e estimar sua elasticidade-preço (ϵ). Com base nisso, as equações que descrevem o EC e EP podem ser dadas por:

$$EC = \frac{RT(Q)_0}{(1 - \epsilon)} [1 - (1 - L_i)^{(1 - \epsilon)}] \quad (18)$$

$$EP = RT(Q)_0 * \sum_{i=1}^N L_i * S_i \quad (19)$$

em que $RT(Q)_0$ é a receita total da indústria em um mercado oligopolista e, L_i é o Índice de Lerner. Daskin (1991) concluiu que, quando o equilíbrio é o de concorrência perfeita (Q_{iCP}, P_{iCP}) , e $L_i = 0, \forall i = 1..N$, $EP = 0$. Quando a análise é feita em um mercado oligopolista (Q_{i0}, P_{i0}) , $EC = 0$.

Portanto, para quantificar o *DWL*, de modo geral, procurou-se seguir a metodologia sugerida por Daskin (1991). Como será apresentado adiante, as elasticidades-preço da demanda, elementos fundamentais à quantificação do peso morto, foram obtidas a partir da estimação do mecanismo de correção de erros que compuseram as das funções de demanda lineares conforme formulação dinâmica do modelo da NEIO referentes a cada uma das cinco praças em análise. Ressalta-se, portanto, que para cada praça calculou-se a magnitude do peso morto.

4. METODOLOGIA

O primeiro passo na análise de poder de mercado consiste nas delimitações prévias do mercado relevante, que se dá sob a ótica do produto e geográfica. Como destacado, esta é uma questão fundamental que se for desprezada, pode implicar em equívoco nas análises posteriores quanto ao grau de poder de mercado exercido. Todavia, observa-se em vários estudos que se propuseram em analisar o poder de mercado que a delimitação de mercado não era tratada. Isso, muitas vezes ocorre devido às dificuldades de aplicação de métodos econométricos que exigem uma base de dados rica em detalhes que na maioria das vezes o pesquisador não dispõem.

No presente estudo, buscou-se trabalhar a questão da delimitação de mercado sob os dois enfoques: o de produto e geográfico. No caso da delimitação sob a ótica do produto, esta pôde ser realizada por meio de aparato teórico e metodológico adequado garantindo objetividade. Por outro lado, devido a indisponibilidade de informações específicas sobre a produção e comercialização do frango em todo o território nacional, a mesma robustez em termos de suporte teórico e econométrico não pode ser aplicado. Neste caso, partiu-se por uma delimitação pautada em conhecimento do mercado e informações coletadas em órgãos específicos do setor, de modo que as cinco praças analisadas de fato retratassem com maior fidelidade a realidade da indústria brasileira de carne de frango inteiro congelado.

4.1. Delimitação do mercado relevante sob a ótica do produto

Como mencionado, os economistas que se preocupam mais intensamente com os assuntos relacionados à Organização Industrial (OI) ainda não chegaram a um consenso a respeito de métodos quantitativos que devem ser utilizados para determinar a delimitação de mercado relevante. Some-se a isso o fato de que o teste do monopolista hipotético, comumente utilizados pelos órgãos *antitruste* em análises de processos cujo teor é a defesa da concorrência, não consiste em uma

técnica fácil de ser especificada em um procedimento econométrico e, desta forma, é pouco aplicável.

Nestas circunstâncias, estudos recentes encontrados na literatura de OI utilizaram-se de outros métodos nos quais somente as séries de preços eram necessárias para abranger a definição de mercado relevante. Desse modo, cabe ao pesquisador, mediante a disponibilidade de dados e das características específicas do setor em estudo, optar pelo método mais adequado. Alguns trabalhos serviram-se das correlações entre os preços para delimitar o mercado relevante, porém, conforme salientado anteriormente existem algumas limitações com relação a seus resultados e interpretações.

Tendo em vista a importância da correta delimitação do mercado relevante para as análises posteriores referentes ao poder de mercado, no presente estudo foram utilizadas as elasticidades preço-diretas e cruzadas das demandas, e as análises das relações entre preços por meio dos testes de cointegração, o teste de causalidade de Granger e a estimação da decomposição da variância do erro de previsão, para se delimitar o mercado relevante de produto para cada uma das praças.

4.1.1 Identificação da sensibilidade de preço no longo prazo a partir de parâmetros estimados no vetor de correção de erros inserido nas equações de demandas dinâmicas

Ao se delimitar o mercado relevante sob a ótica do produto, procurou-se verificar a substitutibilidade entre as carnes de frango, a bovina ou a suína. Como ressaltado anteriormente a escolha desses produtos se deve à representatividade desses para a cadeia agroindustrial de carnes e dado a relevância apresentada em termos de consumo interno. Além disso, a carne de boi, ao que parece, é um dos principais produtos que pode ser considerado substituto da carne de frango.

A questão essencial da delimitação de mercado via produto, consiste em entender o comportamento do consumidor em relação à compra de um determinado produto a partir de mudanças no seu preço relativo. Em outras

palavras, as escolhas dos consumidores estão intimamente relacionadas à substituição pelo lado da demanda e pode ser estimada pelas elasticidades-preço direta e cruzada. Em razão disto, a análise das elasticidades da demanda desempenham um papel importante na definição dos mercados relevantes.

Contudo, salienta-se que, a análise das elasticidades-preço diretas e cruzadas da demanda, depende de alguns coeficientes obtidos por meio da estimação do vetor de correção de erros presente na especificação da demanda do modelo dinâmico, conforme equação (37)²⁷, para cada praça estudada. Embora, pareça necessário estimar as equações de demanda antecipadamente, para verificar se a variável formada a partir dos parâmetros estimados do vetor de correção de erros é significativa para a estimação da demanda, a importância da determinação do mercado relevante *a priori* à análise do poder de mercado, exige a sequência adotada no presente estudo, onde é possível determinar previamente as elasticidades da demanda. Deste modo, por meio dos coeficientes estimados no vetor de correção de erros das equações de demanda para cada praça pôde-se calcular as elasticidades preço-diretas (ε_{pp}) e cruzadas (ε_{pz})²⁸

$$\varepsilon_{pp} = [\theta_p + \theta_{pz}Z] \left[\frac{\bar{P}}{\bar{Q}} \right] \quad (20)$$

em que \bar{P} e \bar{Q} são preço e quantidade média do bem em cada praça analisada.

$$\varepsilon_{pz} = [\theta_z + \theta_{pz}\bar{P}] \left[\frac{\bar{Z}}{\bar{Q}} \right] \quad (21)$$

em que, neste caso, \bar{Z} é o preço médio da carne bovina ou suína, considerados bens substitutos ou complementar de acordo com o comportamento da demanda em cada praça. Assim, de acordo com a teoria microeconômica, espera-se que as elasticidades-preço diretas e cruzadas da demanda sejam negativas e maiores do

²⁷ Ver página 72.

²⁸ As fórmulas para o cálculo das elasticidades foram retiradas do trabalho de Steen e Salvanes (1999). Contudo, ressalta que podem ser necessárias algumas adaptações para que o cálculo se adéque às especificações das demandas.

que menos 1 e positivas, $-1 < \varepsilon_{pp} < 0$ e $\varepsilon_{pz} > 0$, respectivamente, sugerindo que a demanda é inelástica às alterações de preço e que as carnes são substitutas entre si.

Segundo Hovenkamp (1994), um mercado será relevante para um determinado produto quando a elasticidade-preço da demanda for suficientemente baixa de modo a permitir que a firma aumente seu lucro por meio do aumento do preço acima do nível competitivo. De outra forma, quanto maior a elasticidade-preço da demanda, maior a possibilidade de substituição do produto em questão por parte dos consumidores, uma vez que por hipótese, estarão disponíveis bons substitutos àquele preço; e vice-versa. De outra forma, Carlton e Perloff (2005), afirma que quanto mais inelástica for a elasticidade-preço da demanda, maior a capacidade que a firma tem de elevar o preço do seu produto de maneira que os impactos sobre a quantidade demandada ocorrem em proporções relativamente menores que as alterações nos preços.

Além disso, a elasticidade-preço da demanda permite deduções a respeito da fronteira de um mercado relevante sob a ótica do produto, principalmente quando os dados em relação aos produtos substitutos não estiverem disponíveis. A demanda tenderá ser mais elástica quanto mais e melhores substitutos tiverem e vice-versa. Para Schmidt (2001), quanto mais elástica for a função de demanda do consumidor, menor será a possibilidade do exercício do poder de mercado pela firma.

Em relação à elasticidade-preço cruzada da demanda, esta por sua vez, permite definir se o mercado da carne de frango deveria incluir a carne bovina e, ou, a carne suína, isto é, envolve as questões relacionadas à substitutibilidade entre esses produtos. A carne de frango, a bovina e a suína serão considerados produtos substitutos se as elasticidade-preços cruzadas forem positivas, sugerindo que a elevação do preço da carne de frango implicará em elevação da quantidade demandada da carne bovina e, ou suína, e vice-versa. Neste caso, a carne de frango e as carnes de boi e de suíno, poderiam ser consideradas pertencentes ao mesmo mercado. Ao contrário, caso não há substitutibilidade

entre os produtos, estes são considerados como comercializados em mercados relevantes distintos.

Considerando que a elasticidade da demanda permite delimitar o mercado relevante, sua análise torna-se um procedimento indispensável aos estudos do poder de mercado, visto que, de acordo com Zeidan e Resende (2006), qualquer parâmetro de conduta que determine o grau de poder de mercado, estimado a partir da abordagem da NEIO é válido em termos de racionalidade econômica, somente se o mercado em análise for bem definido economicamente.

4.1.2 Análise da relação entre os preços.

Tanto do ponto de vista teórico quanto empírico, a análise econômica *antitruste* tem sido submetida a constantes críticas e por esta razão observam-se melhorias em seus procedimentos, principalmente no que diz respeito aos modelos empíricos. Neste sentido, testes empíricos antes usados com frequência como a análise de correlação de preços, foram perdendo espaço para técnicas mais apuradas como a cointegração que permite uma avaliação mais abrangente da relação entre produtos em um mesmo mercado.

No âmbito da defesa da concorrência, tem sido crescente a utilização e aceitação destas técnicas no auxílio à definição de mercado relevante, tanto na dimensão produto quanto na geográfica. Evidências de que preços são cointegrados têm sido interpretadas como um indicativo de que os produtos em questão são comercializados no mesmo mercado relevante (OLIVEIRA et al, 2003).

Assim, a análise de cointegração permitiu avaliar se o preço da carne de frango, representada pelo preço do frango inteiro congelado, e as carnes bovinas e suínas se movimentam de forma sincronizada no mercado brasileiro. Utilizou-se também o teste de causalidade de Granger para se identificar a relação de precedência entre as séries de preços. Adicionalmente, as interrelações entre as variáveis a partir da separação dos movimentos de choques em si própria e

àqueles provenientes de outras variáveis foram indicadas pela análise da decomposição de variância do erro de previsão.

a) Sistemática para a identificação do equilíbrio de longo prazo entre as séries de preços: análise de cointegração

Os estudos com base em séries temporais envolvem um grande número de problemas econômicos e financeiros. No entanto, análises que usam modelos de séries de tempo somente terão suas propriedades asseguradas se todas as variáveis forem estacionárias. Contudo, observa-se que grande parte das séries econômicas são não-estacionárias, o que requer a aplicação do instrumental econométrico adequado a essa realidade, para que se possam obter inferências válidas a partir do trato dado a essas variáveis dentro de um modelo empírico (VASCONCELOS & ALVES, 2000).

Assim, a primeira etapa da análise de séries temporais consiste em verificar as características do processo estocástico da série em estudo, ao longo do tempo por meio do teste de raiz unitária. Quando as características do processo estocástico da série se alterar ao longo do tempo, tal processo será considerado não-estacionário, neste caso a modelagem do seu comportamento torna-se difícil. Por outro lado, se as características do processo estocástico se mantiverem ao longo do tempo, ou seja, permanecerem constante no tempo, a série será estacionária e poderá ser modelada por uma equação de coeficientes fixos, estimados por dados passados (JOHNSTON & Di NARDO, 1997).

Desta forma, a principal finalidade do teste de raiz unitária é verificar se determinada série temporal é estacionária em nível ou torna-se estacionária nas diferenças. Salienta-se que a escolha do procedimento de teste é fundamental para obter resultados consistentes com a realidade estudada. No presente estudo, além dos testes de raiz unitária, ADF²⁹ seguindo o procedimento sugerido por

²⁹ Apesar de existir críticas ao uso dos testes DF e ADF, estas dizem respeito à sua aplicação para casos em que a amostra é considerada pequena, o que não ocorre no presente estudo. Há ainda de se considerar o fato de que, mesmo tendo vários testes de raiz unitária formulados, esse é um tema que está em constante evolução. Isso acontece porque, teoricamente, não há um único teste de hipótese que domine outras possibilidades, seja em amostras finitas seja assintoticamente. Isto é, de modo geral, não se pode

Enders (1995) e DF-GLS, optou-se também por utilizar o teste de raiz unitária com quebra estrutural, visto que observou-se no período estudado, pontos de quebra nas séries, principalmente no ano de 2006, especificamente após o mês de junho, onde ocorreram alguns fenômenos de natureza econômicos e fitossanitários que influenciaram de forma significativa no comportamento das séries.

Após aplicado os testes de raiz unitária e ter-se definido o comportamento das séries, ou sejam se estacionárias ou não, deve-se proceder à análise de cointegração, que nada mais é do que relações de equilíbrio entre variáveis não-estacionárias. Intuitivamente, diz-se que existe cointegração entre variáveis não-estacionárias se estas puderem caminhar juntas, ou seja, se estas puderem apresentar trajetórias temporais interligadas, de forma que no longo prazo conduzem a uma relação de equilíbrio (ENDERS, 1995).

Do ponto de vista econômico, existe cointegração quando duas ou mais variáveis possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja mesmo que as séries sejam não-estacionárias elas irão mover-se juntas no tempo e, neste caso, a diferença entre elas será estável, isto é estacionária. Tal relação de equilíbrio de longo prazo reflete-se no comportamento de curto prazo das variáveis, nestas circunstâncias, é necessário algum mecanismo que influencie na sua trajetória, de forma a garantir a relação de equilíbrio de longo prazo. Desta forma, choques que perturbam o equilíbrio de longo prazo são corrigidos pelo sistema a partir desse mecanismo, conhecido como Mecanismo de Correção de Erros (MCE), que age influenciando o comportamento de curto prazo das variáveis de maneira a existir uma relação entre as dinâmicas de curto e longo prazo.

Em suma, a idéia básica da cointegração propõe-se a verificar se duas ou mais séries em análise são integradas de mesma ordem³⁰, e, neste caso, se existe

afirmar que existe um único teste para testar a hipótese nula de raiz unitária versus a hipótese alternativa de ausência de raiz unitária que seja uniformemente mais poderoso que outros (STOCK, 1994, p. 2764). Neste caso, o uso do teste DF-GLS, por este ser mais poderoso que o ADF e também por não ser viesado assintoticamente, foi uma alternativa às limitações do teste ADF.

³⁰ A ordem de integração é o número de vezes que a série deverá ser diferenciada para que esta se torne estacionária (BUENO, 2008).

uma combinação linear entre elas, que seja estacionária. De maneira mais formal, de acordo com Bueno (2008), as séries $P_{1t}, P_{2t}, \dots, P_{kt}$ serão cointegradas³¹ de ordem (d,b) [Diz-se $CI(d,b)$], com $0 \leq b \leq d$, se todas elas forem integradas de ordem d [$I(d)$] e se existir uma combinação linear dessas variáveis que seja integrada de ordem $(d-b)$:

$$Z_t = \alpha_1 P_{1t} + \alpha_2 P_{2t} + \dots + \alpha_k P_{kt} \quad (22)$$

em que, $\alpha = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_k]$ é denominado o vetor de cointegração. As combinações lineares conduzem ao comportamento de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Os vetores de cointegração não são únicos, o que implica na existência de várias combinações lineares estacionárias. De acordo com Bueno (2008), dado um sistema de equações com n variáveis endógenas, haverá no máximo $n-1$ vetores de cointegração. Assim, o número de vetores de cointegração depende do número de variáveis envolvidas. Para os casos que apresentam duas variáveis integradas de mesma ordem, haverá apenas uma combinação linear entre elas que representa uma relação de longo prazo e, desta forma a indicação é para o teste de Engle e Granger³² (1987), visto que este identifica somente uma relação de cointegração. Quando a análise de cointegração é realizada para K variáveis, a sugestão é para a aplicação do procedimento de Johansen³³ (1988), que consiste em uma versão reparametrizada de um modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR). A vantagem do método de Johansen para o proposto por Engle Granger está no fato de que este método pode ser empregado simultaneamente à

³¹ No caso de delimitação do mercado relevante, o teste de cointegração é aplicado somente para as séries de preços das carnes de frango, bovina e suína, se estas apresentarem a mesma ordem de integração. Para verificar a ordem de integração de cada série é necessário aplicar, a priori, o teste de raiz unitária sobre as variáveis de interesse, neste caso o preço do frango inteiro congelado, e os preços das carnes bovina e suína.

³² De acordo com Bueno (2008), o teste de Engle Granger deve-se ser aplicado sobre uma única equação. Além disso, é indicado apenas para os casos que envolvem somente duas variáveis, visto que para os casos multivariados, o fato de poder existir mais de uma relação de cointegração, especificar quais equações devem ser testadas constitui-se em um problema a ser resolvido anteriormente à aplicação do teste.

³³ Esta metodologia também pode ser aplicada para casos de duas variáveis.

estimação do modelo de cointegração. De outra forma, o procedimento de Johansen permite a estimação do MCE de maneira simultânea aos vetores de cointegração.

b) Causalidade de Granger

A relação de causalidade ou precedência entre as variáveis é uma das questões fundamentais dentro da análise de séries temporais, uma vez que, apesar da análise de regressão lidar com a dependência de uma variável em relação a outras variáveis, isso não implica necessariamente em relação de causalidade. Assim, é necessário definir se é possível detectar estatisticamente a direção de causalidade quando houver temporalmente uma relação linear entre duas ou mais variáveis.

É importante destacar que o teste de causalidade de Granger tradicional, exige que as variáveis sejam estacionárias. Caso não sejam, e se o intuito da pesquisa é verificar apenas o relacionamento de curto prazo entre as variáveis, uma alternativa plausível é aplicar o teste sobre as variáveis nas suas primeiras diferenças. Entretanto, quando as variáveis forem não estacionárias e cointegradas, em que se verifica um relacionamento de longo prazo entre elas, o teste padrão de causalidade de Granger não deve ser utilizado, visto que o mesmo sugere somente relações de curto prazo (ENGLE; GRANGER, 1987). Nestas situações é comum verificar em estudos recentes³⁴, o seguinte procedimento para aplicar o teste de Granger:

³⁴ RAMBALDI, A.; DORAN, H. Testing for Granger non-causality in cointegrated systems made *easy*. University of New England, Department of Econometrics. *Working Paper*, n. 88, ago. 1996.
MARQUETTI, A.; KOSHIYAMA, D; ALNCASTRO, D. O aumento da lucratividade expande a acumulação? Uma análise de causalidade de Granger para países da OCDE. *Revista de Economia Contemporânea*. Rio de Janeiro, v. 13, n. 3, p. 367-390, set./dez. 2009.
SILVA, N. S.; GONÇALVES, L. A.; LOPES, M. S.; BRAGA, M. J. Relação de causalidade entre consumo per capita de papel e renda per capita no Brasil. *Cerne* [en línea] 2009, vol. 15 [citado 2010-08-24]. Disponible en Internet: <http://redalyc.uaemex.mx/src/inicio/ArtPdfRed.jsp?iCve=74413021002>. ISSN 0104-7760.

- i. Aplicam-se os testes de raiz unitária;
- ii. Se as séries forem estacionárias, o teste de não causalidade é realizado no contexto de um modelo vetorial autorregressivo (VAR) em nível;
- iii. Se as séries forem não estacionárias, aplica-se um teste de cointegração;
- iv. Se não houver cointegração, o teste de não causalidade é realizado no contexto de um modelo VAR em primeiras diferenças;
- v. Se houver cointegração, o teste de não causalidade é realizado no contexto de um modelo de correção de erro vetorial (VECM).

Contudo, no caso da existência de cointegração, o teste de Granger aplicado no contexto de um VECM é alvo de críticas no que concerne à dependência da implementação do VECM em relação aos teste de raiz unitária e de cointegração. Desta forma, Toda e Yamamoto (1995) desenvolveram um procedimento de teste alternativo que possui a vantagem de superar essas limitações e que é aplicável em sistemas integrados de diferentes ordens ou em sistemas cointegrados, sem a necessidade de testes preliminares, como o de cointegração. Todavia, segundo estes autores, este procedimento se adéqua melhor quando se trabalha com pequenas amostras.

O procedimento de Toda e Yamamoto (1995) consiste basicamente na realização de um teste de Wald modificado (MWALD), no qual são testadas restrições nos parâmetros de um modelo VAR. O teste é realizado diretamente nos estimadores de mínimos quadrados de um VAR aumentado em níveis. Os autores demonstraram que, em sistemas integrados ou cointegrados, o teste Wald para restrições lineares nos parâmetros de um VAR (p) tem distribuição assintótica *chi-quadrado* (χ^2), independentemente da não estacionaridade envolvida no sistema, quando um VAR ($p + dmax$) é estimado, onde $dmax$ é a ordem máxima de integração das séries. O teste de restrições de Wald para a

hipótese de não causalidade de Granger é realizado nos p primeiros coeficientes, sendo os últimos $dmax$ coeficientes não considerados. Contudo, essas defasagens extras, são necessárias para assegurar que a estatística de teste possua distribuição assintótica *chi-quadrado* (2¹²). Portanto, o teste de causalidade de Granger, proposto por Toda e Yamamoto (1995) segue todos os procedimentos necessários à análise de cointegração (definição do melhor modelo VAR (p) e teste de cointegração).

Apesar de existirem críticas quanto aos resultados obtidos pelo teste de Granger, visto que este é sensível ao número de defasagens utilizadas, Oliveira et al. (2003), destaca que a aplicação do teste de Granger no âmbito da análise *antitruste* representa um avanço em relação à análise da correlação que se baseia exclusivamente na correlação contemporânea, ao passo que o teste de Granger considera a dinâmica potencial existente entre as séries.

c) Identificação dos movimentos dos preços do frango dado choques sucessivos nesta mesma variável e nos preços das carnes de boi e de suíno

A decomposição da variância toma como base um modelo VAR, e é útil para entender as propriedades das previsões de erro e descobrir interrelações entre as variáveis de um sistema (ENDERS, 2004). A análise da decomposição da variância do erro de previsão permite verificar qual a proporção de movimentos sucessivos de uma variável em função de choques em si própria, e em outras variáveis, de forma particular, que compõem o modelo VAR (MARGARIDO, 1998). De maneira geral, o que se observa é que no curto prazo, a variância do erro de previsão é quase totalmente explicada por seus próprios choques. Entretanto, no longo prazo, os choques das outras variáveis do sistema podem explicar muito da variância do erro de previsão.

De acordo com Enders (1995), caso os choques observados numa variável x não forem capazes de explicar a variância do erro de previsão da variável y , diz-se que a seqüência y é exógena. Caso contrário, diz-se que ela é

endógena. Assim, se perturbações no preço da carne de frango não forem capazes de explicar nenhuma parcela do erro de previsão do preço da carne bovina e suína, a sugestão é para que o preço da carne de frango seja considerado exógeno, ou seja, não pertencem ao mesmo mercado relevante. Além disso, pode-se concluir que o comportamento dos preços das carnes bovinas e suínas não é influenciado por variações no preço da carne de frango. Em contrapartida, se choques no preço da carne de frango puderem explicar toda a variância do erro de previsão das carnes de boi e suína, pode-se afirmar que este é completamente endógeno. Logo, se pelo menos parte dos choques no preço da carne de frango puderem ser explicada pela variância do erro de previsão das carnes de boi ou suína, pode-se afirmar que estas referem-se a um mesmo mercado relevante.

4.2. Reformulação dinâmica do modelo de Bresnahan (1982)

Os mercados são, por natureza, dinâmicos, e as empresas que o compõem reconhecem sua própria habilidade de influenciar sua estrutura e, conseqüentemente o grau de competição existente. Ao influenciar a estrutura de mercado, o preço e a quantidade são tratados como variáveis fundamentais para o delineamento das estratégias das empresas e, neste caso, estabelecem-se vários regimes oligopolistas.

Dado que o mercado é dinâmico e as críticas que recaíram sobre o modelo ECD e sobre a abordagem estática formulada por Bresnahan (1982), estudiosos da NEIO, como Karp e Perloff (1989), Deodhar e Sheldon (1996), Aiginger *et alli* (1995), Steen e Salvanes (1999) e Nakane (2002) procuraram adaptar a abordagem NEIO de modo que suas formulações pudessem captar as interações estratégicas dinâmicas das empresas. Assim, surgiram os modelos dinâmicos usados para estimar parâmetros de conduta de longo prazo.

Ressalta-se que tanto na abordagem estática como na dinâmica, as equações de demanda e de oferta determinam simultaneamente preço e quantidade de equilíbrio. Neste caso o procedimento para a estimação deve considerar o fato de que como se trata de modelos de equações simultâneas, não

se pode estimar o parâmetro de uma equação individual sem considerar informações fornecidas por outras equações do sistema.

Portanto, considerando que a equação de demanda e a relação de oferta determinam, simultaneamente, preço e quantidade de equilíbrio, e que a especificação do modelo apresenta variáveis endógenas como explicativas, é provável que existam problemas relacionados à endogeneidade que impedem o uso de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Ressalta-se que no caso de modelos de equações simultâneas, o MQO é aplicável quando for possível derivar, a partir de um modelo na forma estrutural, as equações na forma reduzida em que uma variável endógena é representada unicamente em termos das variáveis predeterminadas e perturbações estocásticas. Neste caso, supõe-se que as variáveis predeterminadas não são correlacionadas com os termos de perturbação. Por meio dos coeficientes estimados na forma reduzida, pode-se encontrar pelo menos um valor para cada parâmetro da forma estrutural.

Entretanto, salienta-se que uma equação reduzida pode ser compatível com diferentes equações estruturais, o que torna complexo a tarefa de verificar qual hipótese em particular está sendo considerada. Nestas circunstâncias é conveniente determinar se as equações que compõem o sistema simultâneo são subidentificadas (não identificadas), exatamente identificadas ou superidentificadas. Segundo Greene (2008), as equações do sistema são consideradas subidentificadas quando não for possível obter os parâmetros de uma equação estrutural a partir dos coeficientes estimados na forma reduzida. O caso da identificação exata de uma equação ocorre quando é possível obter para ela valores exatos de seus parâmetros estruturais. Finalmente, uma equação é dada como superidentificada quando existir mais de um valor para alguns dos parâmetros das equações estruturais.

Quando se observa que as equações são superidentificadas, os métodos de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E) e mínimos quadrados em três estágios (MQ3E) proporcionam uma técnica de estimação vantajosa para obter os valores dos parâmetros estruturais. Por meio da estimação via MQ2E e, ou

MQ3E procura-se obter uma estimativa individual para cada parâmetro estrutural, o que permite obter estimativas consistentes para o modelo de equações simultâneas.

Portanto, além dos problemas relacionados à identificação, o de simultaneidade torna a aplicação do MQO incoerente. De acordo com Davidson e Mackinnon (1993) a principal característica dos modelos de equações simultâneas é o fato de que duas ou mais variáveis endógenas são determinadas conjuntamente dentro de um modelo como função de variáveis exógenas predeterminadas e o termo de erro. Com isso, as variáveis classificadas como endógenas são determinadas simultaneamente, por meio de equações interrelacionadas. É justamente em razão da presença de simultaneidade que se o método de MQO for aplicado, os resultados obtidos apresentarão estimadores de parâmetros tendenciosos e inconsistentes.

Nestas circunstâncias, a estimação requer o uso de modelos baseados no princípio de variáveis instrumental. Para Gujarati (2006) o princípio da variável instrumental envolve basicamente, dois métodos, os de informação limitada ou de equação única, e os métodos de informação completa ou de sistemas. No primeiro, estima-se cada equação que compõe o sistema simultâneo, de modo individual, considerando qualquer restrição imposta sobre essa equação, sem se preocupar com as restrições impostas às demais. Os métodos que estimam equações individuais, ou aqueles que consideram as informações limitadas são Mínimos Quadrados Indiretos (MQI), Mínimos Quadrados de Dois Estágios (MQ2E) e Máxima Verossimilhança de Informação Limitada (MVIL).

No segundo grupo de métodos que envolvem variáveis instrumentais, ou seja, os métodos de informação completa, as equações do modelo são estimadas simultaneamente, considerando todas as restrições sobre tais equações pela omissão ou ausência de algumas variáveis. Neste grupo, têm-se os métodos de Mínimos Quadrados de Três Estágios (MQ3E) e Máxima Verossimilhança de Informação Plena (MVIP) (MADDALA, 2003).

Para Gujarati (2006), os métodos de informação completa, seriam os ideias para preservar o sentido dos modelos de equações simultâneas. Todavia,

esses métodos não são aplicáveis devido à exigência em relação à quantidade de cálculo, alta incidência de parâmetros não-lineares e, caso ocorra algum erro de especificação este será transmitido a todas as demais equações, haja vista o caráter sistêmico deste método. Sendo assim, na prática o que se observa é o uso dos métodos de informação limitada.

Cabe destacar também a questão da estacionariedade das séries temporais em modelos de equações simultâneas. Conforme Johnston e DiNardo (1997) e Hsiao (1997), as inferências em relação aos resultados de estimativas obtidas por meio da aplicação do MQ2E em séries não-estacionárias são consideradas confiáveis do ponto de vista estatístico. Todavia, deve-se atentar para o atendimento de algumas hipóteses básicas. A primeira diz respeito aos termos de erros aleatórios das equações da forma estrutural e reduzida, estes devem satisfazer aos mesmos pressupostos tradicionais de um modelo de regressão convencional. A segunda hipótese trata a questão da especificação do modelo e, para tanto, diz que as variáveis exógenas devem ser utilizadas para assegurar a que este esteja corretamente discriminado (SUGANUMA, 2000).

No que concerne à especificação do modelo, uma questão importante a considerar é a multicolineariedade. Matos (1997) afirma que esta refere-se a correlação entre duas ou mais variáveis independentes ou entre uma delas e as demais incluídas na equação de um modelo. A multicolineariedade implica em informações duplicadas, isto é, a mesma informação pode ser gerada por mais de uma variável do sistema. Nestas circunstâncias, ocorrem os problemas relacionados à redundância de variáveis. Uma solução alternativa para os casos em que o grau de multicolineariedade seja considerado alto demais, geralmente, indicado por valores de R^2 acima de 0,8, seria a exclusão de uma das variáveis redundantes (GREENE, 2008).

Além dos exames do R^2 e da significância estatística das razões t , existem outras regras práticas³⁵ comumente usadas para verificar qual o grau de multicolineariedade existente entre as variáveis, dentre elas destacam-se a presença de altas correlações entre os pares de regressores, normalmente

³⁵ Para maiores detalhes a respeito da aplicação destas regras práticas ver Gujarati (2006).

coeficientes de correlação acima de 0,8; o teste da *Variance Inflation Factor* (VIF) - $VIF_k = 1/(1 - r_{K^2})$, sendo r_{K^2} o coeficiente de correlação da variável K com as demais variáveis. Se $VIF_k \leq 1$ significa afirmar ausência de multicolinearidade. Para $1 < VIF_k \leq 10$ pode-se dizer que há multicolinearidade aceitável e quando tem-se $VIF_k > 10$ observa-se multicolinearidade crítica; o teste *Tolerance* (TOL) - $TOL_k = 1 - r_{K^2}$ diz que se $TOL_k = 1$ tem-se ausência de multicolinearidade. Caso o valor de TOL esteja entre o intervalo, $1 < TOL_k \leq 10$ pode-se afirmar que há multicolinearidade aceitável e se $TOL_k \geq 10$ defronta-se com uma situação de multicolinearidade crítica.

4.3. A reformulação dinâmica e o mecanismo de correção de erros

De acordo com Zeidan (2005), a maior parte das críticas que recaem sobre os modelos NEIO que seguem a proposta de Bresnahan (1982) se deve ao caráter estático desses modelos. As críticas se justificam no fato de que as estratégias das empresas, geralmente, visam o longo prazo, e os modelos estáticos não são capazes de guardarem informações sobre um parâmetro de conduta que apresentaria características de curto prazo distintas daquelas de longo prazo.

Em suma, a idéia básica que envolve a reformulação dinâmica se sustenta no fato de que a interação entre as empresas induziria a um equilíbrio de longo prazo, e implicaria em um parâmetro de conduta estável de longo prazo. Entretanto, no curto prazo poderia haver um parâmetro diferente, que deveria ser ajustado pela conduta das empresas do setor.

Considerando, portanto a existência de um relacionamento de equilíbrio entre duas variáveis, x e y , em que $y = \alpha x$, a diferença entre essas variáveis $[y_t - \alpha x_t]$ contém informações sobre a forma que se dá o processo de retorno ao equilíbrio, uma vez que se o sistema não estiver em equilíbrio, ele se moverá em sua direção (BANERJEE *et al*, 1993). Especificamente, a diferença

$[Y_{t-1} - \alpha X_{t-1}]$ retrata o desequilíbrio prévio e se constitui em uma variável determinante para prever o próximo movimento de Y_t . Essa diferença é conhecida como mecanismo de correção de erros (MCE) e pode ser incluído em regressões dinâmicas. Apesar do parâmetro α , verdadeiro, da variável de longo prazo $[Y_{t-1} - \alpha X_{t-1}]$ não ser observado, isso não torna o MCE inapropriado à aplicação em regressões dinâmicas, visto que o α pode ser estimado previamente ou ainda estimado no processo de modelagem da variável de interesse.

Ressalta-se que o MCE nada mais é do que uma transformação linear de um modelo autoregressivo de defasagem distribuída (*autoregressive-distributed model -ADL*). A diferença está no fato de que no formato MCE, o modelo apresenta parâmetros que descrevem o comportamento do ajuste de um desvio de curto-prazo que são imediatamente providos pela regressão (BANERJEE *et ali*, 1993).

Todavia, o modelo MCE só faz sentido se existir um relacionamento entre as séries de tempo. Nestas circunstâncias, emerge a análise de cointegração que permite descrever tal relacionamento estacionário ou de equilíbrio entre as séries. De modo mais formal, enquanto as séries puderem apresentar médias, variâncias e covariâncias diversas e que variam com o tempo, alguma combinação linear dessas séries, que define o relacionamento de equilíbrio, terá propriedades independentes do tempo.

Nestas condições, a reformulação dinâmica do modelo de Bresnahan (1982), requer a realização de testes para validar os resultados de sua estimação. Portanto, além dos testes de raiz unitária e cointegração apresentados anteriormente, que indicaram qual abordagem dinâmica seria utilizada no trabalho - MCE ou ADL³⁶ - apresenta-se o teste de separabilidade para verificar se a demanda inversa não é separável no vetor de variável exógena Z , de forma a garantir a identificação empírica do grau de poder de mercado.

³⁶ A escolha de qual modelo a ser utilizado está intimamente ligada aos resultados apontados pelo teste de raiz unitária. Nas discussões dos resultados apresentou-se a Figura 6, que mostra de forma clara as opções de procedimentos para estimação, conforme o que apontaram os testes de raiz unitária aplicados sobre as séries que compuseram cada especificação das equações de demanda e relação de oferta dinâmicas para cada uma das cinco praças em análise.

4.3.1. Teste de Separabilidade e o teorema da impossibilidade de Lau

De acordo com o Teorema da Impossibilidade de Lau (1982), se a função de demanda inversa for separável no vetor de variáveis exógenas Z , a identificação empírica do grau de poder de mercado torna-se impossível. Desta forma, para garantir a identificação do parâmetro de conduta médio, o coeficiente da variável PZ deve ser estatisticamente significativo, isto é, $\theta_{PZ} \neq 0$. Em caso de $\theta_{PZ} = 0$, a distinção entre o equilíbrio de mercado em uma situação de competição perfeita e imperfeita é impossível. Além disso, se a demanda for separável $[\theta]_{PZ} = 0$ a identificação de λ não é possível tendo em vista que a curva de demanda apresentará apenas movimentos de deslocamento e nenhum de rotação.

De acordo com Vassilopoulos (2003), se o coeficiente da variável de interação PZ puder ser excluído da relação de longo prazo, a função de demanda é separável no vetor de variáveis exógenas Z . Para verificar se a função de demanda é separável em Z , seguiu-se o procedimento adotado por Steen e Salvanes (1999).

Desta forma, para testar a restrição nula sobre os parâmetros, θ_{PZ} , aplicou-se o teste de razão de verossimilhança (*teste LR*) na estrutura de Johansen e Juselius (1990). O procedimento do teste LR se inicia pela estimação do modelo completo ou o menos restrito, e cálculo dos autovalores do modelo irrestrito, $\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_r$. Resolvido o problema de autovalor, o modelo restrito ($\theta_{PZ} = 0$) é estimado, e a partir dele, os autovalores restritos são calculados, $\tilde{\lambda}_1 > \dots > \tilde{\lambda}_r$. A etapa seguinte consiste no cálculo da estatística de teste representada pela equação (23).

$$LR = T(N - s) \sum_{i=1}^r \left\{ \ln \left\{ 1 - \frac{\hat{\lambda}_i^*}{1 - \tilde{\lambda}_i} \right\} \right\} \quad (23)$$

O teste segue a distribuição assintótica qui-quadrado, χ^2 com $r(N-s)$ graus de liberdade, em que s é número de parâmetros de cointegração no modelo restrito (JOHANSEN e JUSELIUS, 1990). Testa-se a hipótese nula de que a função de demanda é separável, $\theta_{pz} = 0$ e verifica-se se os valores da estatística de teste superam os valores da tabela χ^2 , se isto ocorrer a hipótese nula é rejeitada.

4.4. Modelo econométrico conforme Steen e Salvanes (1999)

A reformulação dinâmica do modelo estático de Bresnahan (1982) proposta por Steen e Salvanes (1999), tem como base um mecanismo de correção de erros (MCE). Quando se trata de modelos dinâmicos, as séries temporais são transformadas em estacionárias por processo de diferenciação, entretanto este artifício implica em perda de informações de longo prazo contidas nas variáveis em nível. É justamente, neste ponto que o MCE ganha importância, visto que permite trabalhar com as variáveis em nível mesmo quando se trata de séries não estacionárias.

De acordo com Steen e Salvanes (1999), a incorporação do MCE na abordagem dinâmica, permite que esta se sobressaia à estática, haja vista que considera a dinâmica de curto prazo e também resolve o problema de inferência quando são utilizados dados não estacionários.

Uma das vantagens de se incorporar o mecanismo de erro está no fato de ser possível partir de uma dinâmica de curto prazo para um equilíbrio de longo prazo. Os desvios de curto prazo geralmente são causados por fatores como choques aleatórios, políticas de fixação de preços, contratos e também podem ser resultados de mudanças sazonais na oferta e demanda. Além disso, conforme destacam Pollak e Wales (1992) a inclusão de defasagens nas variáveis endógenas adiciona fatores dinâmicos como mudanças nos hábitos de consumo e choques nos custos para as firmas. Em razão disto, o modelo estático tem sua aplicação pouco eficiente, considerando que não são capazes de fornecer

informações sobre um parâmetro de conduta de curto prazo distintas da de longo prazo.

Considerando que o modelo dinâmico enfatiza a dimensão temporal do mercado, utiliza-se um termo de correção de erros para mostrar como os desvios de curto prazo são corrigidos em direção ao equilíbrio de longo prazo. Contudo, deve-se atentar para o fato de que a formulação dinâmica baseada no MCE é adequada quando os testes preliminares apontarem para a existência de cointegração, em outras palavras, quando as variáveis de demanda e da relação de oferta apresentarem relações de longo prazo entre as variáveis³⁷. Quando, trata-se de séries integradas de diferentes ordens, alternativamente, deve-se utilizar o modelo autoregressivo de defasagem distribuída (ADL) proposto por Erik Hjalmarsson (2000).

Desta forma, considerando a abordagem dinâmica, escreve-se, em primeiro momento, a função de demanda (24) e a relação de oferta (25)³⁸ segundo um modelo autoregressivo de defasagem distribuída (ADL), considerando apenas uma defasagem.

$$Q_t = \alpha_{P,0}P_t + \alpha_{P,1}P_{t-1} + \alpha_{Y,0}Y_t + \alpha_{Y,1}Y_{t-1} + \alpha_{Z,1}Z_{t-1} + \dots \\ \dots + \alpha_{Z,1}Z_{t-1} + \alpha_{PZ,0}PZ_t + \alpha_{PZ,1}PZ_{t-1} + \alpha_{Q,1}Q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

$$P_t = \beta_{Q,0}Q_t + \beta_{Q,1}Q_{t-1} + \beta_{W,0}W_t + \beta_{W,1}W_{t-1} + \lambda_0 Q^- + \dots \\ \dots + \lambda_1 Q_{t-1}^- + \beta_{P,1}P_{t-1} + \eta_t \quad (25)$$

³⁷ Para validar a aplicação do modelo dinâmico com a incorporação do MCE, é necessário realizar o teste de raiz unitária para verificar a ordem de integração de cada variável. Se as variáveis apresentarem a mesma ordem de integração, $I(d)$ é possível que estas sejam cointegradas. Para verificar a cointegração aplica-se o teste de cointegração. No caso o teste de Johansen (1988) por se tratar de um modelo multivariado. Ressalta-se ainda que o teste deve ser aplicado anteriormente à especificação do modelo.

³⁸ As variáveis que compõem a função de demanda e relação de oferta foram descritas anteriormente quando foram apresentadas as equações (1) e (3) representativas da metodologia formal proposta por Bresnahan (1982).

Os parâmetros de curto prazo pelo lado da demanda são os coeficientes das variáveis contemporâneas, $\alpha_{P,0}$, $\alpha_{Y,0}$, $\alpha_{Z,0}$ e $\alpha_{PZ,0}$. No que diz respeito à oferta, os parâmetros são: $\beta_{Q,0}$, $\beta_{W,0}$ e λ_0 . A solução estacionária de longo prazo é encontrada quando, $Q_t = Q_{t-1}$, $P_t = P_{t-1}$, $Y_t = Y_{t-1}$, $PZ_t = PZ_{t-1}$, $W_t = W_{t-1}$ e $Q_t^* = Q_{t-1}^*$.

Steen e Salvanes (1999) demonstraram³⁹ que os modelos de defasagem distribuída, representados pelas equações (24) e (25), podem ser escritos como mecanismo de correção de erro. Particularmente, ao se relaxar a restrição em relação ao uso de uma defasagem apenas e incluir o termo de intercepto, a função de demanda ou relação de oferta podem ser definidas conforme a reformulação dinâmica do modelo MCE, como proposto por Steen e Salvanes (1999).

A equação (26) representa a equação de demanda a ser estimada no presente estudo conforme a reformulação dinâmica proposta por Steen e Salvanes (1999).

$$\Delta Q_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_{Q,i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{P,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{Y,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{Z,i} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha_{PZ,i} \Delta PZ_{t-i} \dots + \gamma * [Q_{t-k} - \theta_P P_{t-k} - \theta_Y Y_{t-k} - \theta_Z Z_{t-k} - \theta_{PZ} PZ_{t-k}] + \varepsilon_t \quad (26)$$

em que $\theta_j - \frac{\alpha_j}{\gamma}$, ou $\alpha_j^* = \theta_j * \gamma$, com $j = P, Y, Z, PZ$. α_j são os parâmetros resgatados a partir do vetor de correção de erros e o termo de ajuste. Destaca-se que este mesmo vetor também dará origem a uma nova variável que será introduzida na equação de demanda e permitirá estimar o termo de ajuste na equação de demanda. Além disso, salienta-se o fato de que os erros-padrão dos parâmetros resgatados deverão ser calculados seguindo a aproximação de Taylor, conforme sugere Bårdsen (1989). α_0 é o coeficiente que representa a constante; P

³⁹ A demonstração pode ser encontrada em Steen e Salvanes (1999, p.173 a 176).

é o preço do frango inteiro congelado na praça em análise; Y é a variável de renda, Z é a variável que ao interagir com o preço permitiu movimentos de deslocamento e rotação da curva de demanda e PZ representou a interação. Para definição do número ótimo de defasagens (K) utilizado nas estimações das equações de demanda e nas relações de oferta do modelo dinâmico, partiu-se de uma especificação geral para uma específica⁴⁰.

O parâmetro de ajuste do equilíbrio de longo prazo que acompanha a variável criada a partir do vetor de correção de erros estimado entre as variáveis $I(1)$, dado por γ^* possibilita mensurar o quanto o ponto de equilíbrio de curto prazo está afastado do equilíbrio de longo prazo. Os elementos entre colchetes representam os termos do MCE que determinam o equilíbrio estacionário de longo prazo. O parâmetro θ_p mensura o impacto de longo-prazo estacionário de P_t em Q_t .

Especificada a função de demanda, o próximo passo consiste na especificação da relação de oferta. Como ocorre no modelo estático de Bresnahan (1982), a relação de oferta e o parâmetro λ que determinam o poder de mercado, são encontrados a partir dos parâmetros estimados no vetor de correção de erros inserido na equação de demanda, θ_p e θ_{pz} . Neste ponto, vale destacar que, é necessário que os parâmetros de ajustes (γ^* e ψ^*) sejam estatisticamente significativos para a estimação da demanda e oferta dinâmicas, pois assim os sendo, pode-se afirmar que os parâmetros que compuseram os vetores de correções de erros para a demanda e oferta também os são. E neste caso são válidos os cálculos das elasticidades-preço diretas e cruzadas da demanda como foi mostrado no item 3.1.1 e a construção da variável Q^* para a relação de oferta. Ressalta-se também que se faz necessário aplicar o teste de raiz unitária sobre a nova variável (Q^{1*}), e esta deve-se mostrar integrada de mesma ordem que as

⁴⁰ Em outras palavras, inicia-se o processo de estimação com o maior número de defasagens condizente com o problema estudado e as características de mercado, a partir daí as defasagens que não forem significativas para a estimação devem ser retiradas. Contudo ressalta-se que a cada etapa deve-se verificar se a especificação da equação estimada atende aos critérios de parcimônia apontados pelos exames do R^2 , teste F e critérios informação de Akaike (AIC), Schwartz (SIC).

demais variáveis que compuserem a relação de oferta. A equação (27) apresenta a especificação para a relação de oferta dinâmica.

$$\begin{aligned}
 \Delta R_t &= \beta_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_{R,t} \Delta R_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{Q,t} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{EE,t} \Delta EE_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{MDO,t} \Delta MDO_{t-i} + \dots \\
 &\dots + \sum_{i=0}^{k-1} \beta_{F,t} \Delta F_{t-i} + \sum_{i=0}^{k-1} \lambda_t \Delta Q_{t-i}^* + \dots \\
 &\dots + \psi [P_{t-k} - \xi_Q Q_{t-k} - \xi_{EE} EE_{t-k} - \xi_{MDO} MDO_{t-k} - \xi_F F_{t-k} - \Lambda Q_{t-k}^*] \quad (27)
 \end{aligned}$$

em que

$$Q_{t-k}^* = \frac{Q_t}{(\theta_F + \theta_{FZ} Z_t)} \quad \text{e} \quad \lambda_t^* = \Lambda * \psi^*, \quad \beta_{Q_t}^* = \xi_Q * \psi^*, \quad \beta_{EE}^* = \xi_{EE} * \psi^*$$

$$\beta_{MDO}^* = \xi_{(MDO*)} \psi^* \quad \beta_F^* = \xi_F * \psi^*$$

As variáveis de custos foram selecionadas tomando como base diversos estudos que trabalharam a questão da oferta de frango no Brasil, como o de Garcia e Ferreira Filho (2005), que estudaram as economias de escala na produção de frangos de corte no Brasil. Usaram como variáveis de custo: o capital, energia, mão-de-obra e cama de frango. Portanto, as variáveis de custo representadas em (38) são: preço da energia elétrica para a indústria (EE), preço da Mão-de-obra para a indústria (MDO) e preço pago ao produtor pelo frango vivo (F). A constante é dada por β_0 .

Para Steen e Salvanes (1999), a incorporação do *MCE* permite definir tanto uma medida do poder de mercado λ de curto prazo (λ_0) quanto uma medida de longo prazo, Λ . Os parâmetros entre colchetes representados por ξ_Q , ξ_{EE} , ξ_{MDO} , ξ_F e Λ correspondem aos parâmetros de longo-prazo obtidos pela estimação do vetor de correção de erros. Salienta-se que este mesmo vetor de correção de erros estimado dará origem a uma nova variável que será introduzida na relação de oferta e que permitira a estimação do parâmetro de ajuste (ψ^*). Assim como no caso da demanda, os parâmetros: β_Q , β_{EE} , β_{MDO} e β_F devem ser resgatados e os erros-padrão devem ser calculados seguindo a aproximação linear de Taylor.

Para Banerjee et al. (1993), tanto o modelo *ADL* como o *MCE*, oferecem um parâmetro de conduta de curto e longo prazo. Tal compatibilidade entre os dois modelos foi mostrada matematicamente por Steen e Salvanes (1999)⁴¹. Desta forma, pôde-se dizer que de maneira geral, ambos os modelos apresentam os mesmos resultados, todavia deve-se atentar para o fato de que no *MCE* a velocidade de ajustamento aparece diretamente e no modelo *ADL* o multiplicador de longo prazo deve ser calculado.

4.5 Procedimentos para identificação da perda de bem-estar (DWL)

Na possibilidade e/ou presença do exercício do poder de mercado, é importante verificar as perdas desse poder para a sociedade de modo geral. Nestas circunstâncias, o cálculo do *DWL* tornar-se interessante e aplicável, à medida que permite mensurar perdas em termos monetários que os consumidores daquele mercado relevante sofrem devido ao exercício do poder de mercado de uma empresa ou de uma indústria. Como mencionado, as perdas de bem-estar podem ser obtidas pela simples diferença entre os excedentes do consumidor e

⁴¹ O desenvolvimento matemático pode ser encontrado em Steen e Salvanes (1999, p.173 a 176).

produtor⁴². Matematicamente, o cálculo do *DWL* seguirá a metodologia adotada no estudo de Schmidt e Lima (2006) que se basearam em Daskin (1991).

Ressalta-se o fato de que para os casos de oligopólios com produtos homogêneos, o comportamento das firmas se aproximam de um comportamento em concorrência perfeita e, neste caso, a variação conjectural representada por α_i é zero⁴³, portanto o índice de Lerner representado na equação (16) passa a ser:

$$L_i = \frac{S_i}{\varepsilon} \quad (28)$$

De acordo com Daskin (1991), o número de firmas (*N*), pode ser adaptado para um conjunto de firmas representativo da indústria como um todo. Considerando as dificuldades quanto às informações em relação aos custos das empresas, Daskin (1991) adaptou o modelo teórico e escolheu as empresas com os maiores lucros, e não as que detinham os menores custos para representar a indústria como um todo. Além disso, o autor destacou também o fato do excedente do produtor não necessariamente requerer informação a respeito da parcela ou margens preço-custo de uma firma individual. Neste aspecto, a sugestão é para a utilização da parcela de mercado de uma média ponderada das maiores firmas. Em seu trabalho, particularmente, Daskin (1991) optou pelas quatro maiores firmas. Com base nisso, no presente estudo a parcela de mercado referente às quatro maiores empresas, S_4 , será dada pela média ponderada das parcelas de mercados das quatro maiores empresas abatedouras de frango para o período de 2003 a 2007.

Desta forma as equações do excedente do consumidor e produtor anteriormente definidas em (18) e (19), podem ser reescritas como em (29) e (30), respectivamente:

⁴² A derivação dos excedentes consumidor e produtor pode ser encontrada no anexo do estudo de Schmidt e Lima (2006).

⁴³ A empresa *i* apresenta um comportamento à Cournot, isto é, a empresa *i* decide a sua quantidade ótima independentemente das quantidades das outras empresas, sempre na tentativa de maximização do lucro (MARTIN, 1993).

$$EC = \frac{RT(Q)_0}{(1 - \varepsilon)} * \left[1 - \left(1 - \frac{S_A}{\varepsilon} \right)^{(1 - \varepsilon)} \right] \quad (29)$$

$$EP = RT(Q)_0 * \sum_{i=1}^N \frac{S_{A_i}}{\varepsilon} * S_{A_i} \quad (30)$$

Ressalta-se que devem ser calculados os *EC* e *EP* referentes a cada uma das cinco praças estudadas. Reescritas as equações dos excedentes consumidores e produtores, o *DWL* pode ser quantificado da seguinte forma:

$$DWL = \left\{ \frac{RT(Q)_0}{(1 - \varepsilon)} * \left[1 - \left(1 - \frac{S_{A_i}}{\varepsilon} \right)^{(1 - \varepsilon)} \right] - RT(Q)_0 * \sum_{i=1}^N \frac{S_{A_i}}{\varepsilon} * S_{A_i} \right\} \quad (31)$$

Como mencionado, para calcular o *DWL* de cada praça, é necessário conhecer, *a priori*, a magnitude da elasticidade-preço da demanda obtida por meio dos resultados encontrados pela estimação dos parâmetros, θ_p e θ_{px} , no vetor de correção de erros. Novamente, salienta-se que estes parâmetros e os das demais variáveis da demanda, formam o vetor P1 que foi devidamente inserido na estimação da mesma, desta forma, é possível verificar se os parâmetros de P1 são, de fato significativos para as equações de demandas lineares do modelo dinâmico para cada praça estudada.

4.6 Descrição das variáveis, fonte e tratamento dos dados

Destaca-se, neste ponto, algo relevante em relação às especificações tanto das equações de demanda como de ofertas para as praças estudadas. Para que fosse possível fazer uma análise mais precisa e coerente com o que se coletou de informações do mercado, foram previamente testadas algumas especificações que utilizaram além do preço e da quantidade de frango consumida, combinações de variáveis para a demanda (renda e preço de substitutos) e para a oferta (custos de produção, como energia elétrica, mão-de-obra e preço do frango vivo).

Portanto, para alcançar os objetivos propostos no presente estudo após estimar vários modelos de demanda e oferta e analisá-los de forma crítica à luz da teoria microeconômica, das características específicas de cada mercado estudado e da coerência estatística, a opção foi por especificar as equações utilizando-se as variáveis mensais para período de janeiro de 2003 a outubro de 2009, como serão apresentadas a seguir juntamente com suas respectivas fontes:

a) *Séries históricas referentes à quantidade vendida de frango congelado (Q) e o seu preço (P)*, adquiridas junto à empresa de consultoria, Safras & Mercado. Ressalta que no caso da variável quantidade(Q) foi necessário proceder a alguns ajustes tendo em vista o fato de que não foi possível obter a quantidade comercializada internamente de carne de frango inteiro congelado. Portanto, a partir dos dados da quantidade em kg de carne de frango inteiro abatida fornecidos pela empresa Safras & Mercados e de informações sobre a aquisição alimentar domiciliar per capita coletadas da última pesquisa de orçamentos familiares (POF/2002-2003) foi possível criar uma *proxy* para a quantidade consumida de carne de frango inteiro congelado. Como se trata de quantidade consumida chama-se atenção para o fato de que foi necessário assumir a preposição de que todo o consumo de carne de frango inteiro congelado foi viabilizado pela oferta das firmas atuantes no segmento de frango inteiro congelado da indústria brasileira de carne de frango. Com vistas a obter resultados próximos de uma realidade em âmbito de mercado brasileiro, foram selecionadas as praças de maior representatividade em termos de preços e consumo para indústria brasileira de frango inteiro congelado. Além da

representatividade dessas praças, justifica-se a escolha por estas, uma vez que não dispunha-se de dados de todas as praças para uma análise em termos de mercado nacional. Portanto, para realizar o estudo do poder de mercado na indústria brasileira de carne de frango, considerou-se as seguintes praças: São Paulo-SP, Porto Alegre-RS, Oeste paranaense - PR, Belo Horizonte – MG e Goiânia-GO.

b) ***Dados utilizados nas especificações das demandas:***

Além do preço do Kg do frango congelado (P) e da quantidade em Kg consumida de frango inteiro congelado (Q), utilizadas nas especificações da demanda e da oferta para todas as praças, tem-se:

- i. Séries da renda (Y) para as praças de São Paulo – SP, Oeste paranaense-PR e Belo Horizonte – MG representadas pelo Salário mínimo obtidas junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA. A série é dada em reais (R\$) constantes do último mês, elaborada pelo IPEA, deflacionando-se o salário mínimo nominal pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE.
 - ii. Para Porto Alegre-RS e Goiânia-GO, a renda (Y) foi dada pelo índice de produção industrial (IPI) dos respectivos Estados, de responsabilidade do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística-IBGE.
- c) ***O deslocador da demanda (Z)*** que se interage ao preço (PZ):
- i. Para todas as praças a exceção de Goiânia-GO, o deslocador da demanda é o preço recebido pelos produtores do Kg da carne de

boi gordo para Corte (B), dos respectivos estados, de responsabilidade da FGV DADOS, que se interagiu com o preço do frango e formou a variável PZ. No caso de Goiânia, o deslocador da demanda foi representado pelo índice de produção industrial do estado (IPI). Ademais, na especificação da demanda para Goiânia, utilizou-se o preço do Kg da carne suína em detrimento da bovina, por questões de melhor ajuste do modelo.

d) *Especificações da Oferta:*

- i. Para todas as praças as variáveis de custo foram: o preço do Kg do frango vivo (F) recebido pelo produtor do Estado obtido junto à FGV DADOS e o preço das tarifas médias da energia elétrica (EE) por Classe de Consumo / Região (R\$/MWh) referente à região a qual o estado (praça) pertence, cuja fonte é a Agência Nacional de Energia Elétrica-ANAEEEL. No caso específico de Porto Alegre-RS foi necessário incluir a variável o preço da mão-de-obra (MDO) da indústria para Porto Alegre encontrada na base de dados - SIDRA- do IBGE.

Ressalta-se que, devido ao fato de todas as séries serem mensais e compreenderem o período de janeiro de 2003 a outubro de 2009, foi possível estimar os modelos usando 82 observações. Além disso, os modelos foram estimados com as séries devidamente deflacionadas com base no Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M) da FGV DADOS, exceto para a série do salário mínimo real.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Inicia-se a apresentação dos resultados por meio da Tabela 2 onde expõem-se as estatísticas descritivas das principais variáveis utilizadas nesse trabalho.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na estimação do modelo dinâmico para a determinação do grau de poder de mercado da indústria brasileira de carne de frango, janeiro de 2003 a outubro de 2009

Estatísticas	P	Q	B	S	PZ	Y	F	EE	MDO
São Paulo-SP									
Média	1,95	72754799,00	4,96	-	9,25	402,72	1,75	232,09	-
Máximo	3,00	88720742,00	5,90	-	16,50	476,65	2,41	282,56	-
Mínimo	1,28	33192526,00	3,83	-	4,94	278,22	1,19	166,25	-
Desv-Padrão	0,41	13863809,00	0,56	-	2,75	55,80	0,23	30,74	-
Porto Alegre-RS									
Média	2,07	47982776,00	4,61	-	9,43	103,37	1,68	213,92	1191,38
Máximo	2,71	58426359,00	5,79	-	13,00	118,52	2,26	254,21	1367,49
Mínimo	1,28	39279830,00	3,76	-	5,61	92,12	1,44	155,12	1057,17
Desv-Padrão	0,30	3913292,00	0,54	-	1,56	5,72	0,16	22,51	80,62
Oeste paranaense-PR									
Média	2,04	79457319,00	4,67	-	9,48	402,72	1,77	213,92	-
Máximo	2,96	132000000,00	5,49	-	15,34	476,65	2,88	254,21	-
Mínimo	1,34	19361125,00	3,68	-	5,04	278,22	1,59	155,12	-
Desv-Padrão	0,37	29117078,00	0,49	-	2,20	55,80	0,24	22,51	-
Belo Horizonte -MG									
Média	2,04	28044149,00	4,56	-	8,97	402,72	1,75	232,09	-
Máximo	3,05	42895074,00	5,45	-	15,96	476,65	2,59	282,56	-
Mínimo	1,37	15208118,00	3,60	-	4,94	278,22	1,47	166,25	-
Desv-Padrão	0,40	6333939,00	0,49	-	2,52	55,80	0,21	30,74	-

Goiânia-GO									
Média	2,09	26470129,00	-	3,51	248,38	120,20	3,92	231,41	-
Máximo	2,82	41352736,00	-	4,06	309,21	144,14	5,60	299,92	-
Mínimo	1,39	8574598,00	-	2,87	164,86	99,00	3,25	164,99	-
Desv-Padrão	0,33	5908615,00	-	0,32	28,35	10,32	0,56	32,07	-

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: P representa o preço do frango inteiro congelado; Q a quantidade vendida do frango inteiro congelado; B representa o preço da carne de boi e S o preço da carne suína; PZ é o termo de interação; Y representa renda; F é o custo do frango vivo, EE é o custo da energia elétrica e MDO o custo da mão-de-obra. Para todas as praças a exceção de Goiânia, o termo de interação (PZ) é dado pelo produto entre o preço da carne de frango (P) e o preço da carne bovina (B). Para São Paulo, Oeste paranaense e belo Horizonte, a renda (Y) é dada pelo salário mínimo. Para Porto Alegre e Goiânia variável de renda (Y) é representada pelo índice de produção industrial dos respectivos estados. No caso do Goiânia o termo de interação (PZ) é formado pelo produto entre o preço da carne de frango inteiro congelado (P) e a renda (IPI).

5.1. Delimitações dos mercados relevantes para a indústria brasileira de carne de frango inteiro congelado

Como mencionando, a determinação de mercado relevante é uma etapa crucial em análises de atos de concentração. O mercado relevante pode ser definido considerando as dimensões geográfica e de produto, para tanto existem métodos econométricos diversos, comumente usados na literatura antitruste que auxiliam na tomada de decisão quanto à dimensão do mercado sob estes dois enfoques. Contudo, salienta-se que nem sempre é possível lançar mão de instrumentais econométricos para este tipo de análise, visto a inexistência ou impossibilidade de acesso a dados. Nestes casos, recomenda-se prudência em relação aos exames dos resultados encontrados a cerca do mercado relevante (geográfico e de produto) e do grau de poder de mercado encontrado, visto que a definição errônea do mercado relevante pode implicar em valores sub ou sobre estimados do grau de poder de mercado incidente.

No presente trabalho, considerando as limitações a cerca do acesso e também inexistência de dados de preço e quantidade vendida de frango inteiro congelado para todo o mercado nacional, não foi possível realizar, por meio de procedimentos econométricos, a delimitação de mercado relevante sob a ótica

geográfica. Tendo em vista a indisponibilidade de dados, a opção foi por considerar apenas as principais praças produtoras e consumidoras, tomada cada uma como um mercado geográfico relevante, sejam elas: São Paulo-SP, Porto Alegre-RS, Oeste Paranaense-PR, Belo Horizonte-MG e Goiânia-GO.

Contudo, cabe ainda fazer algumas considerações que de certa forma, trazem respaldo para as análises posteriores sobre o poder de mercado inferido, considerando a delimitação de mercado geográfico relevante utilizada. No presente estudo trabalhou-se com um produto congelado, portanto, com maior tempo de perecibilidade, o que permitiria a este ser comercializado para regiões mais longínquas do seu local de fabricação. Tal característica poderia induzir à definição de um mercado relevante em moldes nacionais, entretanto, não há como desprezar o fato de que o transporte deste tipo de produto carrega consigo altos custos, e que por esta razão acabam por circunscreverem um mercado regional.

Recentemente, em julho de 2010, em parecer⁴⁴ divulgado sobre a fusão da Sadia e Perdigão, a SEAE criticou Nota Técnica emitida pelas requerentes que versava sobre a determinação do mercado relevante sob o enfoque de produto e geográfico. Para a SAEA a definição de mercado relevante nacional para a carne de frango *in natura*⁴⁵, realizada pelas requerentes com suporte em métodos econométricos baseados na análise de cointegração não incorporaram os custos de transporte, tão importantes nestes tipo de estudo. Segundo o parecer da SEAE e, em conformidade com Hosken e Taylor (2004) e Genesove (2004), os custos de transporte podem de fato limitar ou interferir na lógica da arbitragem de preços e com isso influenciar na definição do mercado geográfico relevante.

Ademais, reconhece-se neste estudo, que a delimitação do mercado geográfico relevante considerando as cinco praças supracitadas em separado,

⁴⁴ Maiores detalhes a cerca da definição de mercado relevante nas dimensões de produto e geográfica podem ser encontrados no Parecer no 06510/2010/RJ COGCE/SEAE/MF emitido em 29 de junho de 2010 pela SEAE referente ao ATO DE CONCENTRAÇÃO n.º 08012.004423/2009-18 do processo de aquisição da Sadia S/A Pela Perdigão S/A. Disponível em <http://www.seae.fazenda.gov.br>.

⁴⁵ Destaca-se o fato de que nem na Nota Técnica emitida pelas requerentes e nem tão pouco nas considerações da SEAE, não há clara determinação do que seria a classificação atribuída a carne de frango *in natura*. Logo, não é possível afirmar que a referência feita à carne de frango *in natura* esteja traduzindo a carne de frango inteiro congelado, objeto deste estudo em particular.

requer cuidado na análise em relação ao grau de poder de mercado encontrado e que perante a disponibilidade de dados, em estudos futuros, que a definição geográfica do mercado relevante seja um ponto de maior atenção nas análises preliminares do poder de mercado.

5.2. Delimitações dos mercados relevantes sob a ótica do produto considerando a carne de frango (frango inteiro congelado) nas cinco praças estudadas

No caso da delimitação do mercado relevante de produto, foi possível proceder as análises considerando resultados gerados pela aplicação de técnicas econométricas, visto que existiam dados de séries temporais que permitiram realizar tais procedimentos. Essa etapa consistiu basicamente em análise das estimativas para as elasticidades-preço diretas e cruzadas da demanda, teste de cointegração, decomposição da variância do erro de previsão e teste de causalidade de Granger entre os preços das carnes de frango e a boi e, no caso específico de Goiânia a análise se deu a cerca das carnes de frango e suína. Ressalta-se que as definições do mercado relevante de produto se deu para o período de janeiro de 2003 a outubro de 2009.

5.2.1 Delimitação do mercado relevante por meio estimativas das elasticidades-preço direta e cruzada da demanda

As análises dos resultados obtidos para as elasticidades em cada praça, além de terem contribuído para a delimitação do mercado relevante do produto, permitiram verificar o quão sensíveis são os consumidores às alterações de preços, e como estes se comportariam na presença de substitutos, em caso de

alterações no preço da carne de frango. Os resultados obtidos para as elasticidades-preço diretas e cruzadas por meio das estimações dos coeficientes que compuseram P1 para a demanda por carne de frango são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 – Análise de sensibilidade de preço no longo prazo a partir de parâmetros estimados no vetor de correção de erros inserido na equação de demanda dinâmica para janeiro de 2003 a outubro de 2009

Elasticidades de Longo Prazo					
	São Paulo	Porto Alegre	Oeste-PR	Belo Horizonte	Goiânia
ϵ_{PP}	-0,57	-0,71	-1,15	-1,69	-1,63
ϵ_{PB}	-0,26	-0,22	1,03	0,98	-
ϵ_{PS}	-	-	-	-	0,75

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ϵ_{PP} representa a elasticidade-preço direta da demanda; ϵ_{PB} representa a elasticidade preço cruzada entre o preço da carne de frango e a carne de boi; ϵ_{PS} representa a elasticidade preço cruzada entre o preço da carne de frango e a carne de suíno.

De início, observou-se que os sinais foram condizentes com a teoria microeconômica. A expectativa, *a priori*, era de que houvesse relação de substitutibilidade entre as carnes de frango e a bovina para as delimitações geográficas de São Paulo, Porto Alegre, Oeste-PR e Belo Horizonte e, no caso de Goiânia-GO, esperava-se que houvesse relação de substitutibilidade entre as carnes de frango e suína. Contudo, para São Paulo e Porto Alegre, tal relação não ocorreu, pelo contrário, as carnes mostraram bens complementares. Notou-se que em Belo Horizonte os consumidores mostraram-se sensíveis às alterações de preço da carne de frango, todavia estes não estavam dispostos a substituir, significativamente, a carne de frango pela bovina. Por outro lado, considerando o Oeste paranaense, verificou-se que os consumidores também eram sensíveis às

alterações de preços e que estavam mais propensos a substituir a carne de frango pela de boi, se comparados aos consumidores mineiros.

Ainda em relação ao preço, estudo realizado em 2010, pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA/ESALQ/USP, a diferença de preço entre as carnes de frango e de boi no ano de 2009 foi uma das maiores dos últimos seis anos. O estudo apontou também que a carne de frango congelada no atacado da Grande São Paulo esteve, em 2009, cerca de 55% mais barata do que o preço da carne bovina, o que faz com que a possibilidade de substitutibilidade entre estes dois bens aumente. A diferença entre os preços das carnes é um fator relevante na substitutibilidade entre as carnes, contudo, existem outros fatores, tal como a recuperação da renda e novos hábitos de consumo que suavizam a tendência de substituição.

No caso de Goiânia, a estimação da especificação da equação de demanda apontou para uma relação de substitutibilidade entre as carnes de frango e suína. Este foi um resultado inusitado, sobretudo pelo fato de que Goiás localiza-se na região onde está o maior rebanho bovino do país. Esperava-se, portanto, que a relação de substitutibilidade ocorresse entre as carnes de frango e bovina; porém dado que a especificação da demanda considerando como bem substituto do frango, a carne bovina, apresentou incoerências de sinais e insignificância estatística de parâmetros relevantes para as análises posteriores à delimitação do mercado relevante. Nestas circunstâncias houve necessidade de permutar o bem substituto, utilizando a carne suína e desconsiderando da análise a carne de boi.

Quanto à magnitude do coeficiente das elasticidades-preço diretas da demanda, a expectativa era de que estes fossem menores do que a unidade, sinalizando para uma demanda inelástica. No entanto, não se verificou que as demandas para os mercados estudados fosse inelástica ao preço, salvo São Paulo e Porto Alegre-RS onde as elasticidades-preço das demandas foram, respectivamente, -0,51 e -0,71. Todavia há de se destacar o fato de os coeficientes das elasticidades-preço de longo prazo terem, de maneira geral, apontado demanda elástica, com valores relativamente baixos, principalmente para o Oeste paranaense.

Em síntese, de modo geral, o que se verificou foi que as carnes de frango e bovina mostraram-se produtos substitutos para o Oeste paranaense e Belo Horizonte e complementares para São Paulo e Porto Alegre. No caso de Goiânia, a relação de substitutibilidade pode-se ser observada entre as carnes de frango e a suína. Entretanto, vale dizer que mesmo tendo verificado relação de complementaridade entre as carnes de frango e bovina para São Paulo e Porto Alegre, a carne de frango, principalmente após 2006, tornou-se o produto de maior consumo dentre as carnes. Tal relação de complementaridade pode ser reflexo de mudanças nos hábitos alimentares. Segundo Bezerra e Sichieri (2010), nos últimos anos notou-se um aumento expressivo das refeições feitas fora do domicílio, principalmente em grandes centros como São Paulo e Porto Alegre.

Destaca-se também que as imperfeições quanto à substitutibilidade entre as carnes, verificada pelo coeficiente das elasticidades-cruzada positivo, porém, menores do que a unidade para Belo Horizonte, pode ser fruto de características que não refletem relação de preços entre as carnes. A exemplo, pode-se citar aquelas ligadas a valores nutricionais, principalmente pelo teor de gordura, e até mesmo de cunho cultural, dado que o frango tem sido considerada uma carne mais saudável dentre a classe de carnes vermelhas e apresenta maior praticidade em termos de preparo.

Por fim, como mencionado, na presença de demanda inelástica e ausência de substitutos perfeitos, a possibilidade de existir poder no mercado aumenta de forma considerável. Contudo não se pode tomar como verdade absoluta, óbvia e direta tal relação, vale ressaltar que a existência e o exercício de poder de mercado estão ligadas a um conjunto de características da estrutura de mercado vigente, que vão muito além da estrutura da demanda.

5.2.2 Análise das relações entre os preços e do mercado relevante para as praças estudadas

Além das estimações das elasticidades-preço diretas e cruzadas da demanda, realizaram-se também os testes de cointegração, a decomposição da variância e os testes de causalidade de Granger entre os preços do frango inteiro

congelado e das carnes de boi para São Paulo, Porto Alegre, Oeste paranaense e Belo Horizonte. Para Goiânia os testes foram aplicados utilizando-se as séries de preço do frango inteiro congelado e da carne de suíno.

a) Estudo gráfico do comportamento das séries de preço

Como já destacado, a delimitação do mercado relevante segue algumas metodologias distintas, entre elas as análises dos preços a partir de modelos de séries temporais, considerando-se o princípio de que quando os produtos são agrupados em um mesmo mercado, seus preços tendem a mover-se conjuntamente ao longo do tempo.

Como as análises se dão sobre séries de tempo, é comum a representação gráfica destas séries antes de qualquer procedimento estatístico. De acordo com Morettin e Toloí (2004), a representação gráfica conhecida como um teste informal dos componentes das séries constitui-se no primeiro passo da análise de qualquer série temporal e essa procura evidenciar o comportamento das séries ao longo do tempo. A Figura 5 mostra o comportamento das séries de preços do frango inteiro congelado e das carnes de boi e suína para as cinco praças analisadas, no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009.

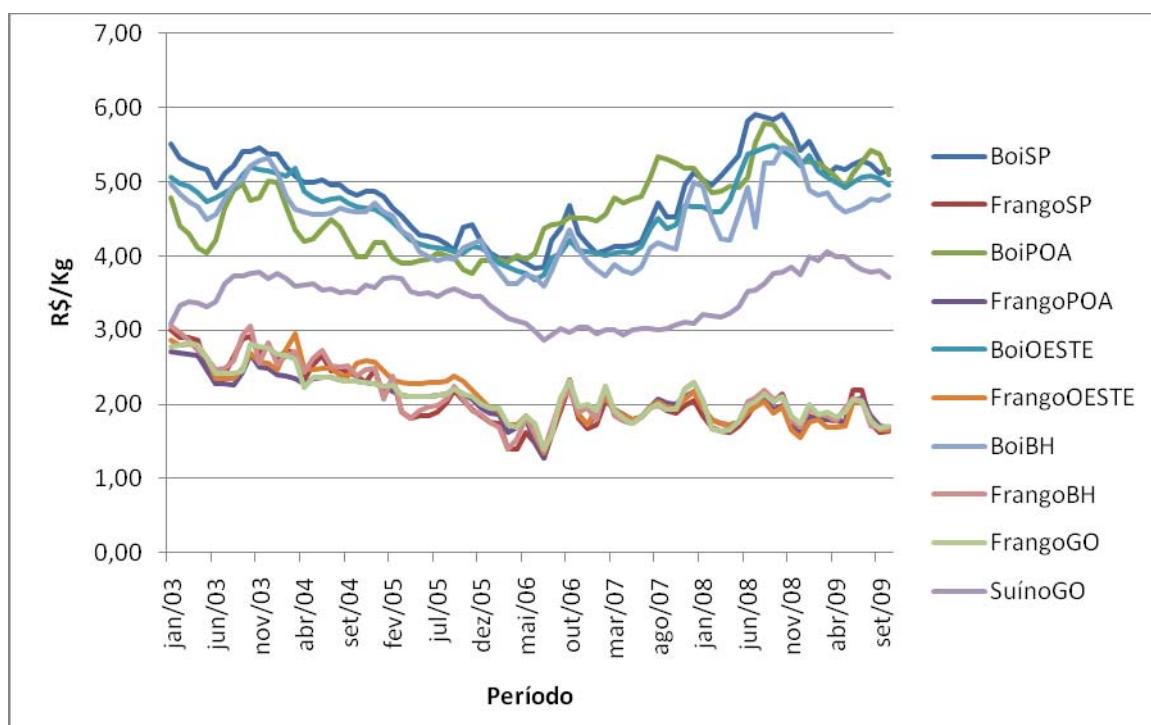


Figura 5 - Preços mensais nominais das carnes de frango inteiro congelado, bovina e suína cotados no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: BoiSP: preço do Kg da carne de boi cotado no Estado de SP; FrangoSP: preço do Kg do frango inteiro congelado cotado na cidade de SP; BoiPOA: preço do Kg da carne de boi cotado no Estado do Rio Grande do Sul; FrangoPOA: preço do Kg do frango inteiro congelado cotado na cidade de Porto Alegre-RS; BoiOESTE: preço do Kg da carne de boi cotado no Estado do Paraná; FrangoPR: preço do Kg do frango inteiro congelado cotado no Oeste paranaense; BoiBH: preço do Kg da carne de boi cotado no Estado de Minas Gerais; FrangoBH: preço do Kg do frango inteiro congelado cotado na cidade de Belo Horizonte - MG; BoiGO: preço do Kg da carne de boi cotado no Estado de Goiás e FrangoGO: preço do Kg do frango inteiro congelado contado na cidade de Goiânia-GO e; SuínoGO: preço do Kg da carne de suíno cotado no Estado de Goiás.

Por meio da análise gráfica das séries de preços pode-se notar que, de certa forma, as séries de preços caminharam juntas ao longo do tempo, sugerindo o indício de que estas séries são integradas. Contudo, para afirmar que as séries de tempo são de fato integradas, realizou-se procedimentos adicionais, que permitiram a identificação da integração e sua ordem, visto que este é um método mais relevante para a análise da relação entre os preços.

b) Identificação do equilíbrio de longo prazo entre as séries de preços: análise de cointegração

Para confirmar os indícios apontados pela análise da Figura 5, utilizaram-se testes de cointegração. Todavia, deve-se atentar para o fato de que a aplicação desse procedimento só é possível quando as séries utilizadas forem integradas de mesma ordem, neste caso, a verificação da estacionariedade dos preços das carnes foi crucial.

A estacionariedade das séries, é o primeiro passo para a avaliação da possibilidade de uma tendência comum de longo prazo entre as séries, e foi examinada por meio do teste de raiz unitária aplicado anteriormente à análise de cointegração. Além do teste de quebra estrutural, aplicou-se também o teste ADF e DF-GLS.

A análise dos resultados obtidos por meio do teste de raiz unitária considerando quebra estrutural nas séries, apresentados na Tabela 4, indicou que as séries de preços do frango inteiro congelado e das carnes de boi e suína (no caso de Goiânia), para as praças estudadas, mostraram-se não estacionárias em nível e estacionárias em suas primeiras diferenças, indicando, portanto, que as séries de preços são integradas de primeira ordem, $I(1)$. As mesmas conclusões quanto ao exame da estacionariedade das séries podem ser alcançadas por meio dos resultados dos testes de raiz unitária, ADF e DF-GLS, que se encontram nas Tabelas 1A e 2A do Anexo A.

Tabela 4 – Resultados do teste de raiz unitária com quebra estrutural, janeiro de 2003 a outubro de 2009

Série	Modelo	Em nível (função <i>dummy shift</i>)		Em primeira diferença (função <i>dummy shift</i>)		Quebra Estrutural	Conclusão
		Lag	Estat. de teste	Lag	Estat. de teste		
PfraSP	A	0	-2,50	0	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-2,14	1	-6,3593***		
PbSP	A	0	-1,35	0	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-0,947	0	-5,2034***		
PfraPOA	A	2	-2,736	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	2	-2,946	2	-4,742***		
PbPOA	A	2	-1,746	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	2	-1,410	1	-5,949***		
PfraPR	A	2	-3,100	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	2	-2,154	1	-5,683***		
PbPR	A	0	-1,305	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-1,304	0	-4,851***		
PfraMG	A	0	-2,501	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-2,363	0	-3,773***		
PbMG	A	0	-2,156	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-2,155	0	-5,410***		
PfraGO	A	0	-3,051	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-2,586	2	-5,157**		
PsuGO	A	0	-1,473	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-1,459	1	-3,378**		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Valores críticos conforme Lanne et al (2002).

Modelo A: -3,55 (1%***), -3,03 (5%***) e -2,76 (10%*).

Modelo B: -3,48 (1%), -2,88(5%) e -2, 58 (10%).

Os modelos A e B correspondem, respectivamente, às especificações com termos determinísticos de tendência e intercepto, e somente com intercepto.

Após a aplicação do teste de raiz unitária, procedeu-se à análise do relacionamento de longo prazo entre as séries, por meio dos testes de cointegração proposto por Johansen (1988). A análise de cointegração permite identificar se os produtos são substitutos entre si e, se forem, pode-se afirmar que estes pertenciam ao mesmo mercado relevante de produto, no longo prazo.

O teste de cointegração proposto por Johansen (1988) foi aplicado a partir da matriz de cointegração, do número de raízes características estatisticamente diferentes de zero e do número de vetores de cointegração.

Uma etapa importante da análise de cointegração por meio do procedimento de Johansen é a definição do número de defasagens a ser utilizado na estimação dos modelos VAR. Para tanto, utilizou-se como parâmetros de escolhas as informações dos critérios de Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannan-Quin (HQ)⁴⁶. De acordo com Enders (1995) é comum ocorrer divergências quanto ao número de defasagens apontadas pelos critérios, neste caso sugere-se tomar como base o critério de SC, visto que este é considerado mais parcimonioso. Além disso, deve-se verificar ainda, se a escolha da defasagem está livre de problemas relacionados à autocorrelação. Para tanto, aplicou-se o teste do Multiplicador de Lagrange (*LM test*)⁴⁷ e verificou-se a estabilidade do modelo VAR estimado. Outro ponto importante a ser destacado é o ordenamento das variáveis, que influencia nos resultados. Para resolver essa questão, aplicou-se o teste de causalidade de Granger para verificar a exogeneidade das variáveis. Estas devem ser ordenadas segundo a magnitude da estatística de χ^2 . Ordenou-se da variável que apresentou o menor valor de χ^2 , isto é, da mais exógena para a mais endógena, a de maior valor da estatística de χ^2 . Após definido o melhor modelo VAR a ser estimado, procedeu-se ao teste de cointegração de Johansen e os resultados dos testes do Traço e do Máximo Autovalor, realizados para as séries de preços do frango inteiro congelado e das carnes de boi e suína para as praças, foram apresentados na Tabela 5.

⁴⁶ Ver Tabela 3A do Anexo A.

⁴⁷ Ver Tabela 4A do Anexo A.

Tabela 5 – Testes do traço e do máximo autovalor para cointegração entre os preços do frango inteiro congelado e da carne substituta[†] para as cinco praças analisadas

	Hipótese nula	τ_{trace}	Valor crítico	τ_{max}	Valor crítico
São Paulo - SP	$r = 0$	24,68*	23,34	21,35*	17,23
	$r \leq 1$	3,33	10,67	3,33	10,67
Porto Alegre-RS	$r = 0$	23,01	23,34	17,93*	17,23
	$r \leq 1$	5,07	10,67	5,07	10,67
Oeste PR	$r = 0$	30,11**	25,32	27,29***	18,96
	$r \leq 1$	2,83	12,25	2,83	12,25
BH- MG	$r = 0$	27,55**	25,32	24,43**	18,96
	$r \leq 1$	5,13	12,25	5,13	12,25
Goiânia - GO	$r = 0$	30,54***	30,45	29,06**	23,65
	$r \leq 1$	1,48	16,26	1,48	16,26

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (***), (**) e (*) referem-se aos valores críticos a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

[†] Para Goiânia o bem substituto é a carne suína. Para as demais praças o bem substituto é a carne bovina.

Os resultados do teste de cointegração de Johansen (1988) mostraram que existia relacionamento de longo prazo entre as séries analisadas para todas as praças, a pelo menos 10% de significância. Resultados que estão em conformidade com o comportamento gráfico das série, anteriormente mostrado na Figura 4. Em suma, pôde-se concluir, portanto, que no longo prazo, o frango inteiro congelado e as carnes de boi e suína (para Goiânia) são produtos

relevantes para as praças analisadas, ou seja, os produtos pertenciam ao mesmo espaço geográfico.

c) Teste de Causalidade de Granger

Como dito anteriormente, em essência, o teste de causalidade de Granger parte do pressuposto de que o futuro não pode causar o passado. Desta forma, se a variável Pboi (preço da carne de boi) ou Psuíno (preço da carne suína) causam (no sentido de Granger) a variável Pfrango (preço do frango inteiro congelado), as mudanças em Pboi ou Psuíno devem preceder as mudanças em Pfrango. Desse modo, ao regredir Pfrango sobre seus próprios valores passados e valores passados ou defasados de Pboi ou Psuíno, e isso melhorar de forma significativa a previsão de Pfrango, então conclui-se que Pboi ou Psuíno causam, no sentido de Granger, Pfrango.

Todavia, novamente ressalta-se o fato de que não é conveniente a aplicação do teste de Granger tradicional ou padrão para variáveis integradas, seja de mesma ordem ou de ordens distintas, haja vista que, conforme destacado por Rambaldi e Doran (1996, p. 3) nestas circunstâncias as estatísticas de teste não seguem uma distribuição padrão.

Desta forma, a causalidade entre os preços de frango e das carnes substitutas, foi analisada seguindo o procedimento proposto por Toda e Yamamoto (1995). Os resultados dos testes de Granger entre o preço do frango inteiro congelado e das carnes de boi ou suína (para Goiânia), bens substitutos, para as praças estão apresentados na Tabela 6.

Tabela 6- Teste de causalidade de Granger entre os preços do frango inteiro congelado e da carne substituta para as praças de referência

Lag	Hipótese nula	χ^2	Conclusão
São Paulo			
1	Pboi não causa Pfrango	62,68***	
	Pfrango não causa Pboi	106,44***	
2	Pboi não causa Pfrango	2,67 ^{ns}	
	Pfrango não causa Pboi	5,93*	
Porto Alegre-RS			
1	Pboi não causa Pfrango	73,81***	
	Pfrango não causa Pboi	166,54***	
2	Pboi não causa Pfrango	6,69**	
	Pfrango não causa Pboi	19,02***	
3	Pboi não causa Pfrango	0,62 ^{ns}	
	Pfrango não causa Pboi	2,47 ^{ns}	
Oeste paranaense-PR			
1	Pboi não causa Pfrango	61,34***	
	Pfrango não causa Pboi	109,20***	
2	Pboi não causa Pfrango	13,61***	
	Pfrango não causa Pboi	2,42 ^{ns}	
Belo Horizonte-MG			
1	Pboi não causa Pfrango	39,21***	
	Pfrango não causa Pboi	79,62***	
2	Pboi não causa Pfrango	0,05 ^{ns}	
	Pfrango não causa Pboi	0,31 ^{ns}	
Goiânia-GO			
1	Psuíno não causa Pfrango	58,45***	
	Pfrango não causa Psuíno	71,56***	
	Psuíno não causa Pfrango	1,99 ^{ns}	

	Pfrango não causa Psuíno	1,95 ^{ns}		
	Psuíno não causa Pfrango	1,10 ^{ns}		
3	Pfrango não causa Psuíno	2,66 ^{ns}	Psuíno	Causa Pfrango

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: (***), (**), (*) e (ns) representam respectivamente, 1%, 5%, 10% de significância e não significativo.

Os resultados apresentados na Tabela 6 indicam que existe relação de causalidade bilateral entre as carnes de frango e suas substitutas para todas as praças analisadas, quando impôs-se a restrição nos coeficientes da primeira defasagem do VAR. No caso específico de Porto Alegre-RS, também verificou-se relação de causalidade de Granger bilateral, por meio das análises dos resultados das restrições impostas nos coeficientes das segunda defasagens do VAR.

Ao impor restrição nos coeficientes correspondentes às segunda defasagens do VAR, notou-se que para São Paulo-SP, Oeste paranaense-PR, Belo Horizonte-MG e Goiânia –GO, os resultados foram distintos. Para São Paulo verificou-se causalidade unidirecional do preço da carne de frango para a carne bovina. Já para o Oeste paranaense a relação encontra foi justamente contrária, ou seja, da carne bovina para a de frango. No caso das praças de Belo Horizonte e Goiânia não ocorreu causalidade entre as carnes de frango e suas substitutas em cada praça.

Por fim, para Porto Alegre-RS e Goiânia, cujo modelo VAR selecionado correspondeu a um VAR aumentado de quarta ordem, então as restrições impostas sobre os coeficientes da terceira defasagem, mostrou que não existia causalidade entre a carne de frango e sua substituta em cada praça.

Em síntese, o teste de Granger sobre as séries dos preços do frango inteiro congelado e das carnes de boi e suína, evidenciou que as variações nos preços da carne de boi e da suína precedem as alterações nos preços do frango inteiro congelado. Resultados semelhantes foram obtidos por Arêdes (2009), onde o autor constatou por meio do teste de causalidade de Granger que, os preços da carne bovina e de frango causavam o preço da carne suína; o preço da carne

suína causa o preço da carne bovina; e o preço da carne bovina causa o preço da carne de frango. Assim, ele concluiu que os houve maiores efeitos explicativos das séries de preços da carne bovina e de frango sobre a série de preços da carne suína.

Além disso, Arêdes (2009), verificou, por meio da decomposição da variância dos erros de previsão, que as séries de preços eram interdependentes, apesar do preço da carne de frango ter influenciado de forma mais significativa, os preços da carne suína e bovina do que seja influenciada por estas.

Ademais, os resultado dos teste de Granger subsidiaram a decisão quanto ao ordenamento das variáveis na análise da decomposição da variância do erro de previsão. Desta forma, para a São Paulo e Porto Alegre, as variáveis foram ordenadas no sentido do preço do frango inteiro congelado para o preço da carne de boi. No caso do Oeste paranaense e de Belo Horizonte, ordenou-se no sentido inverso, isto é, do preço da carne bovina para o preço da carne de frango. Finalmente, para Goiânia, o ordenamento utilizado seguiu o sentido do preço do frango inteiro congelado para o preço da carne suína.

d) Análise dos movimentos dos preços do frango dado choques sucessivos nos preços do produto e nos preços das carnes de boi ou de suíno.

A análise da decomposição da variância do erro de previsão permite verificar qual a proporção de movimentos sucessivos de uma variável em função de choques em si própria, e em outras variáveis, de forma particular, que compõem o modelo VAR. De maneira geral, o que se observa é que no curto prazo, a variância do erro de previsão é quase totalmente explicada por seus próprios choques. Entretanto, no longo prazo, os choques das outras variáveis do sistema podem explicar muito da variância do erro de previsão.

Assim, se perturbações no preço da carne de frango não forem capazes de explicar nenhuma parcela do erro de previsão do preço da carne bovina ou suína, a sugestão é para que o preço da carne de frango seja considerado

exógeno, ou seja as carnes não partilham de um mesmo mercado relevante. Além disso, pode-se concluir que o comportamento dos preços das carnes bovina ou suína não são influenciados por variações no preço da carne de frango. Em contrapartida, se choques no preço da carne de frango puderem explicar toda a variância do erro de previsão das carnes de boi ou suína, é pertinente afirmar que este é completamente endógeno.

Contudo, ressalta-se que os resultados da decomposição da variância do erro de previsão são sensíveis ao ordenamento das variáveis no modelo, bem como à ordem do modelo VAR estimado. Para que o ordenamento das variáveis e também do número de defasagens do modelo VAR, não sejam uma escolha arbitrária, logo, susceptível de críticas, é recomendável que se utilize os resultados do teste de causalidade Granger, que subsidia o ordenamento das variáveis.

A sequencia das variáveis a serem estimadas no VAR deve-se iniciar daquela com o menor valor de χ^2 para o maior, ou seja, da variável mais exógena para a menos exógena do modelo. Quanto ao número de defasagens, assegurou-se que os utilizados na análise da decomposição da variância do erro de previsão, foram os mais adequados para cada praça, visto que partiu-se do melhor modelo VAR, tendo em vista o que fora apontado pelos critérios de Schwarz, Akaike e Hannan-Quinn. Além disso, testou-se, se o VAR indicado pelos critérios estava livre de autocorrelação, por meio do teste LM.

Os resultados da decomposição da variância do erro de previsão do preço do frango inteiro congelado e das carnes de boi ou de suíno (somente para Goiânia) para as praças podem ser encontrados nas Tabelas 5A a 14A do Anexo A. Estes permitiram concluir que as variações nos preços do frango inteiro congelado estavam, em grande parte, influenciadas por desvios em si próprios. Por outro lado, a análise da decomposição da variância para o preço da carne de boi para São Paulo, Porto Alegre e Belo Horizonte indicou que os preços do frango inteiro congelado possuíam algum poder, até 7% e 9%, de explicar variações que ocorreram em seus preços ao longo do período.

No caso específico do Oeste paranaense, choques nas variáveis preço do frango e preço do boi, apresentaram poder explicativo semelhante e da ordem de 23,81% e 26,61%, respectivamente. Isto corrobora os resultados encontrados no teste de Granger que apontaram para uma relação de causalidade bilateral. preço da carne suína contribuíram para explicar aproximadamente 11% das variações do preço da carne de frango inteiro congelado.

O exame da decomposição da variância do erro de previsão para Goiânia, mostrou que grande parte das variações ocorridas no preço do frango foram explicadas por choques em si próprio. Contudo, choques no preço do suíno explicaram cerca de 10,58% das variações ocorridas no preço do frango no décimo segundo período. No caso de choques no preço do frango, estes apresentaram poder explicativo de cerca de 18,48% referentes as variações no preço do suíno no décimo segundo período.

Portanto, a análise da decomposição da variância do erro de previsão entre os preços das carnes de frango, bovina ou suína, permitiu afirmar que, de certa forma, os preços da carne de frango foram considerados endógenos. Isto é, apresentavam algum poder de explicar as variações ocorridas nos preços das carnes de boi ou suína, confirmando, mais uma vez, que estas proteínas pertenciam a um mesmo mercado relevante.

Portanto, de modo geral, os resultados encontrados no presente estudo a partir da aplicação do teste de Granger, confirmaram que as carnes de frango inteiro congelado e de boi ou de suíno, se constituíram em produtos relevantes para as praças em análise. Entretanto, os resultados dos testes de causalidade de Granger e da decomposição histórica da variância do erro de previsão destacaram a importância do frango inteiro congelado nesses mercados, visto que para o ano de 2008, segundo informações da UBA (2010) a produção de brasileira de carne de frango foi de 1,2 e 3,6 vezes superior à produção de carne de boi e suína, respectivamente.

Ademais, conforme se verificou pelo exame das elasticidades-preço cruzadas de longo prazo, a carne de boi se mostrou um substituto para a carne de frango para as praças de Oeste paranaense e Belo Horizonte, contudo, tendo em

vista ao valor pouco expressivo de tais elasticidades, a carne de boi foi considerada um bem substituto imperfeito. No que diz respeito à carne de suíno, esta foi considerada um bem substituto imperfeito para a praça de Goiânia-GO. Sendo assim, os resultados encontrados permitiram considerar as carnes como parte de um mesmo mercado relevante para cada delimitação geográfica.

5.3. Determinação do poder de mercado

5.3.1. Validação do procedimento de estimação do poder de mercado

Como ressaltado, a equação de demanda e a relação de oferta determinam, simultaneamente, preço e quantidade de equilíbrio. Como a especificação do modelo apresenta variáveis endógenas como explicativas, é provável que existam problemas relacionados à endogeneidade que impedem o uso de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e, neste caso, o indicado é o uso dos estimadores de Mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E).

Entretanto, após regressar as equações de demanda e oferta para cada praça, por meio dos estimadores de MQ2E, durante o procedimento de retirada das defasagens, passando de um modelo geral para um específico, considerado mais parcimonioso, o teste de Hausman para endogeneidade sugeriu que, em certo momento os estimadores de MQ2E, mesmo consistentes, tornaram-se ineficientes, ou seja, as estimativas apresentam variância menor do que realmente seria. Isto porque os problemas relacionados à endogeneidade, em que alguns regressores podem estar correlacionados ao termo de erro exigindo a estimação por meio do MQ2E, passou a não existir.

Nestas circunstâncias, a aplicação dos estimadores de MQO foi adequada, uma vez que as variáveis endógenas que se constituíam em regressores não estavam correlacionadas com o termo de erro das equações e, neste caso, o uso de estimadores apropriados a equações simultâneas, como o MQ2E, MQ3E e Variáveis instrumentais, seria inadequado.

Além dos problemas relacionados à identificação, podem existir aqueles inerentes à multicolineariedade que ocorrem devido à correlação, em nível

crítico, entre duas ou mais variáveis independentes ou entre uma delas e as demais incluídas na equação de um modelo, o que gera informações duplicadas. Neste caso, aplicou regras práticas para detectar o grau de multicolineariedade. Verificou-se, a partir da matriz de correlação, apresentadas nas Tabelas 1B a 5B do anexo B, das variáveis independentes do modelo para cada uma das cinco praças certo grau de correlação entre os preços da carne de frango inteiro congelado (P) e a variável de renda (Y) e também entre os preços da carne de frango inteiro congelado (P) e o termo de interação (PZ) para a praça do Oeste paranaense – PR. Contudo, os testes da *Variance Inflation Factor* (VIF) e *Tolerance* permitiram inferir que a mesma não era considerada severa, o mesmo ocorreu para Goiânia, onde verificou-se certo grau de correlação entre o os preços da carne de frango inteiro congelado (P) e o termo de interação (PZ).

5.3.2. *Testes preliminares à estimação do grau de poder de mercado*

A aplicação do modelo dinâmico, por se apoiar em um mecanismo de correção de erros (MCE), só é adequada quando os testes preliminares apontarem para a existência de relação de cointegração. Em outras palavras, quando as variáveis de demanda e da relação de oferta apresentarem relações de longo prazo entre si. Ressalta-se que existem duas possibilidades básicas de estimação do modelo. A primeira segue o proposto por Steen e Salvanes (1999) e só é aplicável quando as variáveis se mostrarem integradas de mesma ordem. A segunda possibilidade se orienta pelo estudo de Erik Hjalmarsson (2000), em que na presença de variáveis integradas de ordens distintas a alternativa é pelo uso de um modelo autoregressivo de defasagem distribuída (ADL).

Portanto, para que fosse possível especificar qual o modelo se adequaria melhor ao comportamento das séries de tempo, realizou-se o teste de raiz unitária, para se identificar a ordem de integração das variáveis utilizadas. Após definida a ordem de integração, aplicou-se o teste de cointegração para verificar se as variáveis que formavam as funções de demanda e relações de oferta possuíam relações de longo prazo. Finalmente, utilizou-se o teste de

separabilidade na variável que desloca e rotaciona a curva de demanda, PZ, para verificar se a demanda inversa não é separável no vetor de variável exógena Z, de forma a garantir a identificação empírica do grau de poder de mercado.

a) Análise do comportamento das séries: aplicação dos testes de raiz unitária

Os resultados da análise da estacionariedade das séries de tempo estão expostos na Tabela 7. Os testes de raiz unitária utilizados foram os de quebra estrutural⁴⁸, DF-GL e ADF, contudo, ressalta-se que optou-se por considerar os resultados apontados pelo teste de DF-GLS e com quebra estrutural para definir qual a melhor especificação do modelo a ser estimado.

A escolha por este teste foi motivada pela observação de fatores de cunho econômicos e fitossanitários que influenciaram no comportamento das séries, tais como a abertura de novos mercados internacionais para a carne de frango oriunda do Brasil e surtos de gripe aviária em todos os principais países produtores, principalmente no ano de 2006. O surto de gripe em 2006 provocou fechamento de alguns mercados, a exemplo o europeu, para a carne de frango o que refletiu no Brasil em termos do aumento da disponibilidade interna e, conseqüentemente redução de preços.

48 Para implementação do teste utilizou-se o software estatístico *JMulti* versão 4.23.

Tabela 7 – Resultados do teste de raiz unitária com quebra estrutural, janeiro de 2003 a outubro de 2009

(continua)

Série	Modelo	Em nível (função <i>dummy shift</i>)		Em primeira diferença (função <i>dummy shift</i>)		Quebra Estrutural	Conclusão
		Lag	Estat. de teste	Lag	Estat. de teste		
São Paulo - SP							
Q	A	2	-1,683	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	2	-2,520	1	-4,921***		
P	A	0	-2,499	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-2,141	1	-6,359***		
B	A	0	-1,349	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-1,414	0	-5,204***		
Y	A	0	-3,903***	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-0,727	0	-2,727*		
PZ	A	0	-1,822	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-2,068	0	-6,443***		
EE	A	0	-1,291	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-1,784	0	-3,569***		
F	A	0	-2,418	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-2,596	0	-4,915***		
Porto Alegre - RS							
Q	A	0	-2,729	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	1	-1,850	1	-4,246***		
P	A	2	-2,736	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	2	-2,946	2	-4,742***		
B	A	2	-1,746	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	2	-1,410	1	-5,949***		
Y	A	0	-2,882	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-2,804	0	-5,259***		
PZ	A	2	-2,197	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	2	-2,484	1	-5,423***		
EE	A	0	-1,552	0	-	Jun/2006	I(1)

	B	0	-2,700	0	-4,615***		
F	A	0	-1,652	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	5	-2,492	1	-5,162***		
MDO	A	1	-2,269	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	1	-1,005	0	-5,644***		

Tabela 7 – Resultados do teste de raiz unitária com quebra estrutural, janeiro de 2003 a outubro de 2009

(continua)

Série	Modelo	Em nível (função <i>dummy shift</i>)		Em primeira diferença (função <i>dummy shift</i>)		Quebra Estrutural	Conclusão
		Lag	Estat. de teste	Lag	Estat. de teste		
Oeste Paranaense - PR							
Q	A	1	-2,732	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	1	-0,857	1	-8,305***		
P	A	2	-3,100	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	2	-2,154	1	-5,683***		
B	A	0	-1,305	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-1,304	0	-4,851***		
Y	A	0	-3,903***	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-0,727	0	-2,727*		
PZ	A	2	-1,921	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	2	-2,065	1	-5,875***		
EE	A	0	-1,552	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-2,700	1	-5,162***		
F	A	0	-3,360	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-2,833	2	-6,287***		
Belo Horizonte - MG							
Q	A	1	-3,069	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	1	-0,764	0	-5,001***		
P	A	0	-2,501	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-2,363	0	-3,773***		
B	A	0	-2,156	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-2,155	0	-5,410***		
Y	A	0	-3,903***	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-0,727	0	-2,727***		
PZ	A	0	-2,238	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-2,235	0	-3,933***		
EE	A	0	-1,291	-	-		

	B	0	-1,784	0	-3,569***	Jun/2006	I(1)
F	A	0	-3,463	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-2,627	6	-4,850***		

Tabela 7 – Resultados do teste de raiz unitária com quebra estrutural, janeiro de 2003 a outubro de 2009

Série	Modelo	Em nível (função <i>dummy shift</i>)		Em primeira diferença (função <i>dummy shift</i>)		Quebra Estrutural	Conclusão
		Lag	Estat. de teste	Lag	Estat. de teste		
Goiânia - GO							
Q	A	0	-3,569***	-	-	-	
	B	4	-1,969	3	-5,631***	Jun/2006	I(1)
P	A	0	-3,051	-	-	-	
	B	0	-2,586	2	-5,157***	Jun/2006	I(1)
Y	A	0	-3,321	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	1	-1,682	0	-4,686***		
PZ	A	0	-2,949	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-3,467	2	-4,001***		
S	A	0	-1,473	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-1,459	1	-3,378**		
EE	A	0	-0,954	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-2,029	1	-2,775*		
F	A	0	-2,214	-	-	Jun/2006	I(1)
	B	0	-3,424	0	-4,273***		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota1: Valores críticos conforme Lanne et al (2002).

Modelo A: -3,55 (1%***), -3,03 (5%***) e -2,76 (10%*).

Modelo B: -3,48 (1%), -2,88(5%) e -2, 58 (10%).

Os modelos A e B correspondem, respectivamente, às especificações com termos determinísticos de tendência e intercepto, e somente com intercepto.

Nota2: P representa o preço do frango inteiro congelado; Q a quantidade vendida do frango inteiro congelado; B representa o preço da carne de boi e S o preço da carne suína, usado somente para a especificação do modelo de Goiânia em substituição à carne de boi; PZ é o termo de interação; Y representa renda; F é o custo do frango vivo, EE é o custo da energia elétrica e MDO o custo da mão-de-obra. Para São Paulo: o termo de interação (PZ) é dado pelo produto entre o preço da carne de frango (P) e o salário mínimo (Y), que representa a renda. Para Porto Alegre: a variável de renda (Y) é representada pelo índice de produção industrial do rio Grande do Sul; o termo de interação (PZ) é dado pelo produto entre o preço da carne de frango (P) e o preço da carne de boi (B). No caso do Oeste paranaense-PR: a variável de renda (Y) é representada pelo produto interno bruto do Brasil; o termo de interação (PZ) é dado pelo produto entre os preços da carne de frango inteiro congelado e o preço da carne de boi. Para a praça de Belo Horizonte - MG: a renda (Y) é representada pelo salário mínimo; o termo de interação (PZ) é dado pelo produto entre o preço da carne de frango inteiro congelado (P) e o preço da carne bovina. Goiânia-GO: a variável de renda (Y) é representada pelo índice de produção industrial do estado de Goiás; o

termo de interação (PZ) é formado pelo produto entre o preço da carne de frango inteiro congelado (P) e a renda (Y).

Observa-se, conforme resultados do teste de raiz unitária considerando quebra estrutural, que todas as séries que formaram as equações de demanda e relação de oferta para todas as cinco praças analisadas mostraram-se integradas de primeira ordem. As mesmas conclusões quanto á ordem de integração das variáveis utilizadas em cada especificação para cada praça puderam ser obtidas por meio da análise dos resultados do teste de raiz unitária DF-GLS, apresentados na Tabela 2A, do anexo A. Contudo, a análise da Tabela 6B do Anexo B, Tabela que apresenta os resultados obtidos por meio do teste ADF, reporta para resultados diferentes daqueles alcançados pela aplicação do teste de raiz unitária com quebra estrutural e DF-GLS. Todavia estes dois últimos são considerados mais robustos, ou seja, apresentam maior poder de teste do que o ADF.

Neste ponto, vale salientar duas questões importantes: a primeira diz respeito à escolha do teste de raiz unitária a ser utilizado, pois, conforme notou-se, um equívoco na escolha do teste pode implicar em inferências distorcidas. A sugestão é que o teste utilizado atenda as características específicas de cada série quanto à presença ou não de sazonalidade, de tendência, de quebra estrutural, etc. A segunda questão importante diz respeito à especificação das equações (demanda e oferta) dinâmicas para a estimação do grau de poder de mercado, que são extremamente dependentes de testes prévios. Um destes testes é justamente o de raiz unitária. Como destacado anteriormente, para casos em que todas as séries são integradas de mesma ordem a especificação do modelo deve seguir ao que sugeriram Steen e Salvanes (1999). Em contrapartida, se houver uma mistura de variáveis integradas de primeira ordem, $I(1)$, e não integradas ou estacionárias em nível, $I(0)$, ou integradas de ordens diferentes, a sugestão é para a aplicação do modelo proposto por Erik Hjalmarsson (2000).

Na tentativa de esclarecer a importância da definição da ordem de integração por meio dos testes de raiz unitária, apresenta-se na Figura 6, um resumo de quais procedimentos devem ser adotados a fim de atender à ordem de integração definida pelos testes de raiz unitária ADF e com quebra estrutural e,

ou DF-GLS. A análise da Figura 6 permitiu inferir que, em se tratando da especificação da demanda, para todas as praças os resultados, o do teste ADF apontaram para o uso do modelo proposto por Erik Hjalmarsson (2000), visto que observou-se um misto de variáveis $I(1)$ e $I(0)$. Por outro lado, os resultados dos testes de raiz unitária com quebra estrutural e, ou DF-GLS apontaram para o uso do modelo proposto por Steen e Salvanes (1999), pois, em todos os casos, as variáveis foram integradas de ordem 1.

Para a especificação da relação de oferta no que tange as praças de Porto Alegre-RS e Goiânia-GO, notou-se que o teste ADF apontou para o uso do modelo proposto por Erik Hjalmarsson (2000), ao passo que para as demais praças, o modelo sugerido foi o de Steen e Salvanes (1999). Conforme análise dos resultados dos testes DF-GLS e/ou de quebra estrutural, a conclusão foi pelo uso do modelo sugerido por Steen e Salvanes (1999). Então, em resumo, os testes de raiz unitária com quebra estrutural e/ou DF-GLS apontaram para o mesmo resultado, ou seja o uso do modelo de Steen e Salvanes (1999), dado que todas as variáveis foram consideradas $I(1)$. Por outro lado, os resultados do teste ADF mostrou opções distintas de modelo, e em alguns casos divergiu do que foi apontado pelo outros dois testes.

Portanto, o que se verificou foi que, de fato, a escolha do teste de raiz unitária que melhor se adapte ao comportamento de cada série é etapa crucial para determinar qual a especificação que deverá ser utilizada no processo de estimação das equações de demandas e relações de ofertas dinâmicas. Salienta-se que no presente estudo, optou-se por realizar os procedimentos conforme proposta de Steen e Salvanes (1999). Neste caso, considerou-se o que foi apontado pelos testes de raiz unitária DF-GLS e com quebra estrutural, haja vista que, para algumas séries a desconfiança de quebra estrutural era forte, dado fatos de natureza econômica e fitossanitárias que ocorreram ao longo do período e que influenciaram no comportamento das séries.

Equação	Comportamento das Variáveis (Teste ADF)		Modelo escolhido	Comportamento das Variáveis (Teste com quebra estrutural)		Modelo escolhido	Escolha Final
São Paulo - SP							
Demanda	I(0)	Y	Erik	I(0)	Nenhuma	Steen e Salvanes	Steen e Salvanes
	I(1)	Q, P, B, PZ	Hjalmarsson	I(1)	Todas		
Oferta	I(0)	nenhum	Steen e Salvanes	I(0)	Nenhuma		
	I(1)	todas		I(1)	Todas		
Porto Alegre - RS							
Demanda	I(0)	Q, Y	Erik Hjalmarsson	I(0)	Nenhuma	Steen e Salvanes	Steen e Salvanes
	I(1)	P, B e PZ		I(1)	Todas		
Oferta	I(0)	Q		I(0)	Nenhuma		
	I(1)	P, EE, F e MDO		I(1)	Todas		
Oeste paranaense- PR							
Demanda	I(0)	Y	Erik	I(0)	Nenhuma	Steen e Salvanes	Steen e Salvanes
	I(1)	Q, P, B, PZ	Hjalmarsson	I(1)	Todas		
Oferta	I(0)	nenhum	Steen e Salvanes	I(0)	Nenhuma		
	I(1)	todas		I(1)	Todas		
Belo Horizonte-MG							
Demanda	I(0)	Y	Erik	I(0)	Nenhuma	Steen e Salvanes	Steen e Salvanes
	I(1)	Q, P, B, PZ	Hjalmarsson	I(1)	Todas		
Oferta	I(0)	nenhum	Steen e Salvanes	I(0)	Nenhuma		
	I(1)	todas		I(1)	Todas		
Goiânia-GO							
Demanda	I(0)	Q, Y e PZ	Erik	I(0)	Nenhuma	Steen e Salvanes	Steen e Salvanes
	I(1)	P e S	Hjalmarsson	I(1)	Todas		
Oferta	I(0)	Q	Erik	I(0)	Nenhuma		
	I(1)	P, EE, F	Hjalmarsson	I(1)	Todas		

Figura 6. Resumo dos procedimentos a serem utilizados para a estimação dos modelos de poder de mercado conforme o indicado pelos testes de raiz unitária ADF e com quebra estrutural

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Nenhum: significa que o teste de raiz unitária mostrou que nenhuma das variáveis foram I(0);

Todas: significa que o teste de raiz unitária indicou que todas as variáveis foram integradas de primeira ordem.

b) Determinação dos vetores de cointegração

Como dito, do ponto de vista econômico, existe cointegração quando duas ou mais variáveis possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo e, mesmo que as séries sejam não-estacionárias elas irão mover-se juntas no tempo e, neste caso, a diferença entre elas será estável, isto é estacionária.

Portanto, como sugere as especificações dinâmicas das equações de demanda (26) e relação de oferta (27), a análise de cointegração foi realizada para todas as variáveis $I(1)$, e a partir da identificação do relacionamento de longo prazo entre estas variáveis foi possível estimar o vetor de correção de erros utilizado para criar as variáveis P1 e V1 que permitiram estimar os parâmetros de ajustamento (γ^* , θ^* , ψ^*), nas equações de demanda e oferta, respectivamente. É importante destacar que os coeficientes das variáveis que compuserem os vetores de correção de erros, P1 e V1, devem ser estatisticamente significativos, visto que estes vetores serão fundamentais para as estimações das demandas e relações de ofertas dinâmicas.

Assim como ocorreu na delimitação de mercado relevante, utilizou-se o teste de cointegração segundo os procedimentos de Johansen (1988), em que o número ótimo de defasagens utilizado⁴⁹ nas equações de demanda e nas relações de oferta do modelo dinâmico, foi escolhido com base nos critérios de Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannam-Quin (HQ).

A Tabela 8 apresenta os resultados da identificação do relacionamento de longo prazo entre as variáveis, isto é, a determinação do número de vetores de cointegração presentes nas equações de demanda, bem como descreve a formação da variável P1 a partir do vetor de cointegração estimado, para cada praça. Da mesma forma, a Tabela 9 reporta os resultados obtidos para as especificações da relação de oferta dinâmicas para cada uma das cinco praças estudadas.

⁴⁹ A escolha do número de defasagens, bem como, os resultados dos teste LM para autocorrelação estão expostos nas Tabelas 8B a 11B, do Anexo B.

Tabela 8 – Testes do traço e do máximo autovalor para cointegração entre as variáveis integradas de ordem um, e o vetores normalizados, P1, estimados para as demandas dinâmicas

São Paulo - SP								
Hipótese nula			τ_{trace}	Valor crítico	τ_{max}	Valor crítico		
$r = 0$			85,29***	76,07	45,85***	38,77		
$r \leq 1$			39,44	54,46	16,05	32,24		
P1	Q	P	Y	B	S	PZ	Trend	Const
1,00	-3,6E+07	-9,27E+04	-2E+07	-	-	1,13E+07	-	2,4E+07
	(-2,0E+07)	(-2,4E+04)	(-7,8E+06)	-	-	(-4,0E+06)	-	
Porto Alegre - RS								
Hipótese nula			τ_{trace}	Valor crítico	τ_{max}	Valor crítico		
$r = 0$			110,893***	96,58	50,524***	42,36		
$r \leq 1$			60,369	70,05	23,184	36,65		
P1	Q	P	Y	B	S	PZ	Trend	Const
1,00	-2,58E+08	5,83E+05	-1,20E+08	-	-	5,94E+07	-	4,1E+08
	(-4,711)		(-4,969)	-	-	(4,930)	-	
Oeste paranaense - PR								
Hipótese nula			τ_{trace}	Valor crítico	τ_{max}	Valor crítico		
$r = 0$			96,23**	68,52	44,31**	33,46		
$r \leq 2$			15,88	29,68	10,98	20,97		
P1	Q	P	Y	B	S	PZ	Trend	Const
1,00	3,08E+08	-3,24E+05	1,05E+08	-	-	-5,8E+07	-	-5,3E+08
	(-5,0E+07)	(-6,8E+04)	(-2,2E+07)	-	-	(-1,1E+07)	-	
Belo Horizonte - MG								
Hipótese nula			τ_{trace}	Valor crítico	τ_{max}	Valor crítico		
$r = 0$			113,06***	96,58	50,69***	42,36		
$r \leq 1$			62,37	70,05	28,02	36,65		
P1	Q	P	Y	B	S	PZ	Trend	Const
1,00	-8,5E+07	-5,26E+05	-5,7E+07	-	-	2,4E+07	1,13E+06	3,3E+08
	(-2,6E+07)	(-7,9E+04)	(-1,3E+07)	-	-	(-6,02E+06)	(-1,9E+05)	
Goiânia - GO								
Hipótese nula			τ_{trace}	Valor crítico	τ_{max}	Valor crítico		
$r = 0$			86,305***	76,07	44,418***	38,77		
$r \leq 1$			41,887	54,46	27,245	32,24		
P1	Q	P	Y	B	S	PZ	Trend	Const
1,00	-7,90E+07	-1,72E+06	-	-	-5,79E+06	8,29E+05	-	1,58E+08
	(-2,877)	(-3,350)	-	-	(-2,833)	(3,4781)	-	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (***) e (**) Rejeição da Hipótese nula a 1% e 5% de significância, respectivamente.

Os valores entre parênteses representam os erros-padrão.

Considerando os testes do máximo autovalor e de traço, ambos a pelo menos 5% de significância, observou-se que a hipótese nula de que não existia cointegração entre as séries integradas de ordem um, $I(1)$, da demanda foi rejeitada, para todas as praças. Por outro lado, a 5% de significância, ambos os testes, o de máximo valor e o de traço, permitiram não rejeitar a hipótese nula de que existia um vetor de cointegração, $P1$, entre as variáveis $I(1)$, das funções de demandas para as praças estudadas, a exceção da praça do Oeste paranaense-PR, onde verificou-se a presença de duas⁵⁰ relações de integração entre as variáveis da demanda.

Da mesma forma, os resultados para as ofertas apresentados na Tabela 9, mostram que a hipótese nula de ausência de cointegração foi rejeitada a pelo menos 5% considerando os testes de máximo valor e de traço. Portanto, verificou-se existia uma relação de cointegração pelo lado da oferta em todas as praças analisadas. A partir da identificação das relações de cointegração, foi possível estimar os vetores de correções de erros, $V1$, para as cinco praças estudadas. Ressalta-se que todos os coeficientes estimados nos vetores de cointegração da oferta mostraram-se significativos a, pelo menos, 10% de significância.

⁵⁰ Apesar do teste de traço ter apontado para duas relações de cointegração para as variáveis $I(1)$ da relação de oferta para São Paulo, optou-se por estimar apenas uma relação de cointegração, de modo a garantir significância estatística para as variáveis de interesse.

Tabela 9 – Testes do traço e do máximo autovalor para cointegração entre as variáveis integradas de ordem um, e o vetores normalizados, V1, estimados para as ofertas dinâmicas

São Paulo - SP								
Hipótese nula		τ_{trace}	Valor crítico	τ_{max}	Valor crítico			
$r = 0$		82,88***	76,07	40,37***	38,77			
$r \leq 1$		42,50	54,46	17,31	32,24			
V1	P	Q	F	EE	MDO	Q* ⁵¹	Trend	Const
	1,00	-4,83E-08	-3,47	0,05	-	0,50	-	-1,05
		(-1,3E-08)	(-0,811)	(-0,007)	-	(-0,083)	-	
Porto Alegre - RS								
Hipótese nula		τ_{trace}	Valor crítico	τ_{max}	Valor crítico			
$r = 0$		118,175***	103,18	48,204***	45,10			
$r \leq 1$		69,972	76,07	31,007	38,77			
V1	P	Q	F	EE	MDO	Q*	Trend	Const
	1,00	6,27E-08	-5,500	-0,027	0,006	0,066	-	2,943
		(1,713)	(-3,773)	(-3,656)	(2,302)	(5,015)	-	-
Oeste paranaense - PR								
Hipótese nula		τ_{trace}	Valor crítico	τ_{max}	Valor crítico			
$r = 0$		117,11***	96,58	48,04***	42,36			
$r \leq 1$		69,07	70,05	36,15	36,65			
V1	P	Q	F	EE	MDO	Q*	Trend	Const
	1,00	9,51E-09	-0,32	0,009	-	0,007	-	-3,934
		(3,1E-09)	(0,219)	(0,002)	-	(0,001)	-	
Belo Horizonte - MG								
Hipótese nula		τ_{trace}	Valor crítico	τ_{max}	Valor crítico			
$r = 0$		64,72***	66,52	31,44**	30,04			
$r \leq 1$		33,29	45,58	20,87	23,80			
V1	P	Q	F	EE	MDO	Q*	Trend	Const
	1,00	-4,34E-08	-2,61	0,017	-	0,17	-	-
		(-3,1E-08)	(-0,36)	(0,005)	-	(-0,03)	-	
Goiânia - GO								
Hipótese nula		τ_{trace}	Valor crítico	τ_{max}	Valor crítico			
$r = 0$		85,992***	76,07	43,660***	38,77			
$r \leq 1$		42,332	54,46	19,958	32,24			
V1	P	Q	F	EE	MDO	Q*	Trend	Const
	1,00	1,93E-08	0,204	0,002	-	0,370	-	-3,317
		(2,432)	(2,397)	(1,719)	-	(7,740)	-	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (***) e (**) Rejeição da Hipótese nula a 1% e 5% de significância, respectivamente.

Os valores entre parênteses representam os erros-padrão.

⁵¹ $-\Lambda$ é o parâmetro que acompanha a variável Q*, seu valor fornece o grau de poder de mercado de longo prazo. Todavia, salienta-se que o grau de poder de mercado é dado por Λ e não pelo seu negativo, nestas circunstâncias para determinar o grau do poder de mercado, deve-se tomar o valor do coeficiente de Q* com o sinal invertido.

Definidas as relações de cointegração entre as variáveis integradas de ordem um, $I(1)$, tanto para as equações de demanda como para as relações de oferta e, estimados os vetores de cointegração relacionados, o próximo passo do procedimento de mensuração do grau de poder de mercado consistiu na validação da identificação do poder de mercado. Para tanto, aplicou-se o teste de separabilidade sobre o coeficiente da variável de interação, estimado no vetor de correção de erros das demandas para cada praça.

c) Validação da identificação do poder de mercado: aplicação do teste de separabilidade

Por meio do teste de separabilidade procurou-se assegurar a identificação do grau de poder de mercado via estimação do parâmetro de conduta médio de longo prazo. De acordo com o “teorema de impossibilidade” de Lau (1982), a identificação do grau de competição da indústria, conforme a abordagem da NEIO é impossível se a função demanda inversa for separável em um vetor de variáveis exógenas Z . Portanto, para que o grau de poder de mercado pudesse ser identificado na prática, o coeficiente da variável de interação, PZ , teria que ser estatisticamente diferente de zero. Se isso não ocorresse, ou seja, se $\theta_{PZ} = 0$, a função de demanda apresentará apenas deslocamento, conforme ilustrado na Figura 2. Nesse caso, não se pode identificar se o novo equilíbrio é diferente para os casos de concorrência perfeita e imperfeita.

Os resultados dos testes de separabilidade para todas as praças ou delimitações geográficas estão reportados na Tabela 10.

Tabela 10 – Resultados dos testes de separabilidade na variável PZ

Hipótese nula	São Paulo-SP	Porto Alegre-RS	Oeste paranaense-PR	Belo Horizonte -MG	Goiânia-GO
$H_0 = \theta_{1,PZ} = 0$	5,472**	8,819***	6,446**	8,735***	8,986***

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (***) e (**) Rejeição da hipótese a 1% e 5% de significância.

Como os testes de traço e de máximo autovalor sugeriram a existência de apenas uma única relação de cointegração para as variáveis I(1) das demandas, testou-se a hipótese de que o coeficiente da variável PZ, para todas as delimitações geográficas, é zero em apenas um vetor de cointegração. O teste de separabilidade permitiu concluir que a hipótese nula de que $\theta_{pz} = 0$ foi rejeitada para todos os mercados geográficos, a um nível de pelo menos 5% de significância, sugerindo que as demandas não eram separáveis nos vetores de variáveis exógenas Z, neste caso o termo de interação PZ em todas as delimitações geográficas, era válido e, portanto, poderia ser utilizado para identificar o grau de poder de mercado.

5.3.3. *Mensuração do grau de poder de mercado seguindo os procedimentos sugeridos por Steen e Salvanes (1999)*

Após realizar todos os procedimentos preliminares à estimação do grau de poder de mercado, constatou-se que: i) os resultados do teste de raiz unitária com quebra estrutural permitiram concluir que todas as séries de tempo que compuseram as formulações dinâmicas das demandas e ofertas, para todas as praças, se mostraram integradas de mesma ordem, o que sugeriu a estimação do modelo segundo a abordagem dinâmica proposta por Steen e Salnaves (1999); ii) os parâmetros estimados por meio dos vetores de correção de erros, P1 e V1, foram significativos e; iii) o exame da identificação do poder de mercado apontou para o fato de que em todas as delimitações geográficas, o termo de interação mostrou-se significativo para as funções de demandas e, neste caso,

afirmou-se que as demandas não foram separáveis nos vetores de variáveis exógenas Z e, conseqüentemente, o poder de mercado poderia ser identificado.

Portanto, conforme mencionado anteriormente, iniciou-se o procedimento de estimação das equações de demanda e relação de oferta para as cinco praças analisadas a partir de um modelo geral, isto é, incluiu-se, em primeiro momento, o maior número de defasagens possível. Como se trata de dados mensais optou-se por começar o processo de estimação com oito defasagens. Considerou-se este número condizente com as características de comercialização vigentes no mercado de frango inteiro congelado, uma vez que o processo de congelamento implica em maior prazo em relação à perecibilidade e, portanto, permite que a indústria trace estratégias de comercialização para o produto conforme seus interesses.

Contudo, durante o processo de estimação, pode-se verificar que para alguns coeficientes, as defasagens mostraram-se não significativas e, neste caso, estes foram excluídos para que realmente fosse possível sair de um modelo geral para o específico e garantir, com isso a parcimônia. O processo de exclusão dos coeficientes não significativos perdurou até que fosse possível encontrar um modelo específico e parcimonioso, capaz de atender aos critérios de seleção de melhor modelo, tais como R^2 , teste F e critérios de Schwartz.

Além da retirada dos coeficientes cujas defasagens não se mostraram significativas, incluiu-se nas estimações das equações dinâmicas das demandas e das ofertas, para as cinco praças, uma variável *dummy* (D) para verificar se de fato os acontecimentos de cunho econômicos e fitossanitários, como a gripe aviária, tiveram alguma influência no comportamento das demandas e das ofertas. A variável *dummy* assumiu valor 1 para o período posterior a junho de 2006, onde se observou, por meio de análise gráfica, frequência maior de pontos de quebra estrutural nas séries. Para o período anterior a junho de 2006 inclusive o mês de junho, a variável *dummy* assumiu valor zero.

Outro ponto que cabe ser destacado está no fato de que, principalmente, após 1997, o aumento significativo da produção de carne de frango no país foi viabilizada, em partes, pelo padrão tecnológico adotado pelas indústrias do setor

e pelo aumento do consumo interno. Portanto, a fim de que esta tendência de mercado exógena pudesse ser ajustada, considerou-se uma variável de tendência (T) como variável explicativa para as estimações das equações de demanda e relações de ofertas.

Feitas tais considerações, apresenta-se na Tabela 11 os resultados das estimativas das equações de demandas dinâmicas para as cinco praças estudadas. De modo geral, o que se observou foi que os valores encontrados para o R^2 ajustado e o teste F mostraram-se adequados e, até mesmo, com valores elevados, a exceção do valor do R^2 ajustado encontrado para Porto Alegre – RS, de 42,40. Em relação à autocorrelação, quando esta foi detectada procedeu-se à sua correção, de forma a garantir que os coeficientes estimados pudessem ser eficientes e consistentes. Além de examinar se as especificações estavam livres dos problemas inerentes à autocorrelação, verificou-se também que os resíduos foram homocedásticos, para todas as praças estudadas. Por fim, aplicou-se o teste de *Reset* para verificar se a especificação linear das demandas era capaz de angariar o relacionamento entre as variáveis.

O fato das equações de demanda e a relação de oferta determinar, simultaneamente, preço e quantidade de equilíbrio, e a especificação do modelo apresentar variáveis endógenas como explicativas, é provável que existam problemas relacionados à endogeneidade que impedem o uso de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Entretanto, após regressar as equações de demanda e oferta para cada praça, por meio dos estimadores de MQ2E, durante o procedimento de retirada das defasagens não significativas, observou-se que dado certo momento os estimadores de MQ2E tornavam-se inconsistentes, pois a variável dependente manifestou-se exógena pelo teste de endogeneidade de Hausman e, neste caso, a aplicação do estimador MQ2E gerava estimativas com variâncias menores do que seria se fossem usados estimadores de MQO mais adequados para problemas em que os regressores são exógenos. Nestas circunstâncias, a aplicação dos estimadores de MQO tornou-se mais eficiente.

Após a retirada das defasagens não significativas, notou-se que, para as cinco delimitações geográficas, todos os coeficientes estimados apresentaram-se

estatisticamente significativos, a exceção da constante para Porto Alegre – RS e Oeste paranaense-PR. Além disso, salienta-se que foi necessário excluir a variável de tendência para as demandas referentes a São Paulo – SP e POA-RS. Ainda em relação á variável dummy, observa-se que esta mostrou-se estatisticamente significativa e positiva para todas as praças a exceção de São Paulo, neste caso pode-se dizer que o fato de ter ocorrido epidemias de gripe aviária nos principais mercados consumidores em âmbito internacional, implicou em aumento da oferta interna do produto e, conseqüentemente, elevação do consumo. Salienta-se que fatos desta natureza, principalmente quando o produto é um alimento, geram desconfiança em todos os mercados de maneira geral e, como consequência, o acesso aos principais países compradores torna-se difícil ou pouco vantajoso, nestas circunstâncias a produção tende a ser comercializada internamente.

Com relação à análise, conforme rege a teoria microeconômica, no que concerne ao comportamento das variáveis que compuseram as funções de demanda, Steen e Salvanes (1999) destacam que não é comum interpretação econômica dos coeficientes estimados, principalmente os inerentes às variáveis de preço e do termo de interação, haja vista que estes devem ser analisados em termos de elasticidades de longo prazo⁵².

⁵² As elasticidades de longo prazo obtidas já foram analisadas quando se examinou os resultados referentes à delimitação do mercado relevante de produto (ver item 4.1.1).

Tabela 11- Estimativas para as funções de demanda dinâmicas por carne de frango no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009

(continua)					
Variável	S. Paulo-SP	POA-RS	Oeste -PR	BH-MG	Goiânia-GO
Const.	1993865*** (653185,35)	-448172,50 ^{ns} (517117,90)	-140797,8 ^{ns} (912870,3)	-9778564*** (957619)	-23200000*** (2710859)
D	-1288027* (698485)	1390475,00** (662747,00)	11400000*** (1449637)	2219653** (893557,5)	5513182*** (1541018)
T	- -	- -	-112345,4*** (27822,95)	93859,46*** (15696,87)	-88947,72 (36927,62)**
ΔQ_{t-1}	-0,84*** (0,06)	-0,58*** (0,09)	-0,891*** (0,028)	-0,882*** (0,093)	-0,90* (0,06)
ΔQ_{t-2}	-0,67*** (0,08)	-0,27*** (0,10)	-0,659*** (0,041)	-0,696*** (0,101)	-0,74*** (0,09)
ΔQ_{t-3}	-0,54*** (0,08)	-0,21*** (0,07)	-0,550*** (0,051)	-0,656*** (0,095)	-0,52*** (0,10)
ΔQ_{t-4}	-0,35*** (0,08)	- -	-0,464*** (0,047)	-0,575*** (0,092)	-0,35*** (0,09)
ΔQ_{t-5}	-0,27*** (0,08)	- -	-0,395*** (0,043)	-0,451*** (0,090)	-0,18** (0,08)
ΔQ_{t-6}	-0,23** (0,09)	- -	-0,342*** (0,041)	-0,253*** (0,084)	- -
ΔQ_{t-7}	-0,14** (0,06)	- -	-0,260*** (0,046)	-0,212*** (0,060)	- -
ΔQ_{t-8}	- -	- -	-0,106*** (0,032)	- -	- -
ΔR_t	- -	-4486774*** (1683143,00)	-205000000*** (13300000)	70000000*** (8986727)	- -
ΔR_{t-1}	-6194378*** (1585895)	- -	-186000000*** (15900000)	57700000*** (8182917)	-7916582*** (1989790)
ΔR_{t-2}	-6673709*** (1569628)	- -	-151000000*** (12600000)	42200000*** (7401957)	- -
ΔR_{t-3}	- -	-3340910,00* (1831717,00)	-106000000*** (13900000)	37200000*** (7442865)	- -
ΔR_{t-4}	- -	- -	-128000000*** (15300000)	20900000** (7515083)	-4576292** (1694219)
ΔR_{t-5}	- -	- -	-71100000*** (12900000)	20700000** (8905157)	- -
ΔR_{t-6}	- -	- -	-60000000*** (9718050)	24900000*** (8141054)	- -
ΔR_{t-7}	- -	- -	- -	19300000*** (6641668)	- -
ΔR_{t-8}	- -	- -	- -	18500000*** (6602327)	- -
ΔV_t	- -	- -	153426,4*** (29245,11)	411701,2*** (45126,47)	135765,4** (61344,04)
ΔV_{t-1}	- -	-167297,10**	- -	375159,6***	-142282,8*

- (77841,72) - (36374,83) (72202,02)

Tabela 11- Estimativas para as funções de demanda dinâmicas por carne de frango no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009

(continua)

Variável	S. Paulo-SP	POA-RS	Oeste -PR	BH-MG	Goiânia-GO
ΔY_{t-2}	59599,49** (25355,57)	-	-	382089,4*** (37007,92)	-
ΔY_{t-3}	-	-	-	335921,8*** (37979,48)	-
ΔY_{t-4}	-	-	-	255598,9*** (39136,2)	-
ΔY_{t-5}	-	-	115802,1*** (25009,58)	205765,7*** (34188,92)	-
ΔY_{t-6}	-	-	112087,5*** (27009,93)	190364,1*** (29052,22)	-
ΔY_{t-7}	-	-	-	116854,5*** (19791,61)	-
ΔY_{t-8}	-	-	-	72113,69*** (17430,63)	-
ΔB_t	-8921896** (2427910)	-4000560,00* (2197262,00)	-65900000*** (8040099)	46100000*** (4760809)	-
ΔB_{t-1}	-	-	-72100000*** (8539937)	33700000*** (3953864)	-
ΔB_{t-2}	-	-	-48300000*** (7672570)	26400000*** (3334450)	-
ΔB_{t-3}	-	-	-45600000*** (10100000)	21800000*** (3564334)	-
ΔB_{t-4}	-	-	-46400000*** (8366214)	14900000*** (3439557)	-
ΔB_{t-5}	-	-	-	13600000*** (4186038)	-
ΔB_{t-6}	-	-	-	12900000*** (3864303)	-
ΔB_{t-7}	-	-	-	10300000*** (2979459)	-
ΔB_{t-8}	-	-	-	6313880* (3254174)	-
ΔS_{t-1}	-	-	-	-	-7330056* (3688034,00)
ΔS_{t-6}	-	-	-	-	-8626079** (3675952)
ΔPZ_t	-1959764*** (313171,2)	-	36800000*** (3009814)	-18900000*** (2106599)	-76843,56*** (18696,16)
ΔPZ_{t-1}	-	-	33600000*** (3207642)	-15100000*** (1901562)	-71045,7*** (20197,15)
ΔPZ_{t-2}	-	-1237527,0*** (355827,50)	25600000*** (2893488)	-11300000*** (1703363)	-
ΔPZ_{t-3}	-	-	17300000*** (3192869)	-9250545*** (1670667)	-41083,04** (16378,07)

Tabela 11- Estimativas para as funções de demanda dinâmicas por carne de frango no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009

Variável	S. Paulo-SP	POA-RS	Oeste -PR	BH-MG	Goiânia-GO
ΔPZ_{t-4}	-	-	2000000*** (3338156)	-4877177*** (1634116)	-
ΔPZ_{t-5}	-	-	6847731*** (2087624)	-4922641** (1961756)	-
ΔPZ_{t-6}	-	-	6588950*** (1768062)	-5432574*** (1685641)	-
ΔPZ_{t-7}	-	-	4243479** (1817124)	-3794831** (1409957)	-
ΔPZ_{t-8}	-	-	-1827268*** (462220,5)	-3153098** (1426517)	-
γ^*	0,75*** (0,05)	0,13*** (0,05)	0,90*** (0,04)	0,88*** (0,07)	0,63*** (0,07)
\bar{R}^2	88,75	42,40	98,15	90,27	81
Teste F	67,54***	12,11***	288,61***	65,69***	32,30***
Auto [†]	-	3,85 ^{ns}	-	-	5,80 ^{ns}
Hetero	74 ^{ns}	62,77 ^{ns}	73 ^{ns}	73 ^{ns}	75 ^{ns}
Reset	0,23 ^{ns}	0,72 ^{ns}	0,02 ^{ns}	1,02 ^{ns}	2,01 ^{ns}

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (***), (**) e (*) representa significativo a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

ns diz que o coeficiente não se mostrou estatisticamente significativo. Os valores entre parênteses representam os erros-padrão estimados.

[†] Observou-se presença de autocorrelação na estimação da equação de demanda para São Paulo – SP, Oeste do Paraná e Belo Horizonte, neste caso, ressalta-se que a mesma foi corrigida.

D: variável *dummy* representativa da gripe aviária; T: variável de tendência; Q: quantidade vendida (consumida) de frango inteiro congelado; P: preço do Kg da carne de frango inteiro congelado; B: representa o preço do Kg da carne de boi de corte; S: refere-se ao preço do Kg da carne de suíno de corte. Para São Paulo (SP), Oeste do Paraná e Belo Horizonte (BH), a variável de renda (Y) foi dada pelo salário mínimo. O termo de interação PZ, para todas as praças exceto Goiânia, foi obtido pelo produto entre o P e B. Especificamente para Goiânia, o termo PZ foi dado pelo produto entre o P e o índice de produção industrial do Estado (IPI). No que tange à Porto Alegre (POA) e a Goiânia, a renda (Y) é dada pelos respectivos índices de produção industrial (IPI).

Com base na análise dos valores significativos de R^2 e testes F, bem como pela aprovação da especificação linear para a equação de demanda pelo teste Reset, podemos afirmar que o modelo especificado está bem ajustado e adequado para examinar o poder de mercado na indústria de frango inteiro congelado. Geralmente, espera-se obter pelo menos um valor negativo para os

coeficientes da variável de interação, o que pode-se ser constatado em todas as praças.

Deve-se ressaltar o fato de que as defasagens que resultaram em coeficientes não significativos foram retiradas da estimação sem prejuízo algum para a qualidade dos resultados, pelo contrário, a retirada das defasagens não significativas é indicada e usada em estudos como o de Steen e Salvanes (1999) e o de Erik Hjamarson (2000). Com este procedimento é possível partir de um modelo mais geral para um mais específico, ou seja, para um modelo considerado mais parcimonioso.

Além disso, deve-se atentar para o fato de que os coeficientes das variáveis que compuseram o vetor de correção de erros P1, inserido na função de demanda como mais uma variável exógena, devem se mostrarem significativos, bem como o próprio coeficiente de P1, estimado na demanda. Destaca-se também que o coeficiente que acompanha o P1 é o termo de ajustamento do modelo de correção de erros, γ^* , que deve estar compreendido entre -1 e zero. Todavia, apesar do coeficiente de ajustamento ter sido significativo para todas as especificações referentes a cada uma das cinco praças, o valor estimado para γ^* não esteve dentro do intervalo indicado, qual seja, -1 e zero. Entretanto, esta não foi uma particularidade do presente estudo.

Os próprios Steen e Salvanes (1999) encontraram em seu estudo do grau de poder de mercado para o Salmão norueguês, um valor de -2,07 para o coeficiente de γ^* . Os autores interpretaram esta inconsistência, afirmando que o desvio de equilíbrio no longo prazo não foi somente ajustado, mas sim superado. Além da inconsistência no que diz respeito à magnitude do parâmetro γ^* , encontrada no trabalho de Steen e Salvanes (1999), observaram-se também valores bem distantes dos limites estabelecidos, no estudo do poder de mercado para o cimento no Brasil, realizado por Zeidan (2005). Surpreende o fato de que o autor encontrou valores extraordinariamente altos, se comparados aos limites estabelecidos, variando entre 1465,70 e 109.188,00, além disso, apenas o valor de 109.188,00 referente à região centro-este, mostrou-se estatisticamente significativo.

Ressalta-se que os valores dos coeficientes de ajustamentos, no presente estudo, fugiram dos limites estabelecidos, porém o fato deles terem se aproximado de zero pode ser uma sinalização de que, no período em análise, não houve ajuste dos desvios de equilíbrio no longo prazo. Em outras palavras, as firmas que atuavam no setor não puderam ou não optaram por corrigir os erros de estratégias. Tal conclusão é plausível à medida que se analisa a estrutura de mercado vigente no período.

O que se nota é que, de maneira geral, no recorte de tempo examinado, o segmento de frango inteiro congelado é dominado por um grupo de quatro grandes firmas e que estas talvez estejam traçando suas estratégias com maior enfoque naquelas consideradas “extra-preço”, isto é, voltadas para afirmação da marca no mercado e fidelização do cliente e, por esta razão, os desequilíbrios de longo prazo inerentes à quantidade e preço, podem não ser o ponto de maior preocupação das firmas líderes. Ademais, o fato de o frango inteiro congelado apresentar características de homogeneidade e possibilidade de substituição pelo lado da demanda, implica em enfraquecimento das estratégias em relação ao preço e quantidade.

A seguir expõem-se na Tabela 12 os resultados obtidos para as variáveis “resgatadas” do vetor de correção de erros, a partir dos coeficientes das variáveis que compuseram o vetor P1 e do valor estimado na função de demanda para o termo de ajustamento, γ^* . Neste ponto, é importante ressaltar o fato de que, tendo em vista a necessidade de cálculo para se obter os coeficientes destas variáveis “resgatadas”, estes não importam consigo os valores dos erros-padrão necessários à análise da significância estatística. Assim, como sugerem Steen e Salvanes (1999) e Erik Hjalmarsson (2000), a computação dos valores para os erros-padrão pode ser realizada a partir da transformação linear de Taylor como propôs Bårdsen (1989).

Tabela 12- Resgate dos coeficientes das variáveis que formaram o vetor de correção de erros P1 a partir do parâmetro de ajuste, γ^* , estimados nas funções de demandas para as cinco praças em análise

Variável	S. Paulo-SP	POA-RS	Oeste -PR	BH-MG	Goiânia-GO
γ^*	0,75*** (0,05)	0,13*** (0,05)	0,90*** (0,04)	0,88*** (0,07)	0,63*** (0,07)
α_P^*	26882990,4*** (2878989,94)	34405977 ^{ns} (36164371,64)	-278109038,25 nd (nd)	74122959,5*** (5440833,76)	49545927,08*** (8712896,73)
α_F^*	69263,26*** (10741,003)	-77807,21 ^{ns} (133439,39)	292627,81*** (14992,85)	456283,89 nd (nd)	1076218,50*** (185916,58)
α_B^*	14795674,2*** (2007989,10)	16002780 ^{ns} (17181920,65)	-94831512,73 nd (nd)	49189704,63 ^{ns} (19665247271,2)	- -
α_S^*	- -	- -	- -	- -	3631474,17* (2609890,43)
α_{PZ}^*	8436606,3*** (782071,31)	-7914710,28 ^{ns} (8510016,41)	51976818,16 nd (nd)	-20775946,4*** (1232969,37)	-519484,56*** (83882,54)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (***), (**) e (*) representa significativo a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente;

ns diz que o coeficiente não foi estatisticamente significativo; nd representa a impossibilidade de obter um valor para o erro-padrão a partir da fórmula estabelecida por Bårdsen (1989) e, conseqüentemente, não foi possível proceder a análise em termos de significância estatística. Os valores entre parênteses são os erros-padrão calculados a partir da fórmula estabelecida por Bårdsen (1989).

De maneira geral, observou-se que para o Oeste paranaense, Belo Horizonte e Goiânia, os coeficientes resgatados mostraram estatisticamente significativos, o que corrobora os resultados encontrados, em termos de significância, para o coeficiente de P1 nas funções de demanda, qual seja, γ^* . Todavia, notou-se que para São Paulo e Porto Alegre-RS a maior parte dos coeficientes resgatados não se mostrou estatisticamente significativos, porém este fato não deve ser um motivo para maiores preocupações haja vista que, conforme destacaram Steen e Salvanes (1999), o fato dos erros-padrão terem sido calculados a partir da transformação de Taylor, estes podem não ser muito precisos e, conseqüentemente, as inferências em termos de significância estatísticas podem trazer algumas incoerências.

Na Tabela 13 reportam-se os resultados obtidos para os parâmetros de longo prazo. Verificou-se que todos os coeficientes das variáveis que compuseram o vetor de correção de erros P1, foram altamente significativos, como deveriam ser, uma vez que os coeficientes de P1, dado pelo valor de V^* a partir da estimação das equações de demandas, foram também significativos para todas as praças.

Tabela 13- Estimativas dos coeficientes de longo prazo do vetor de correção de erros e das elasticidades de longo prazo para as funções de demandas, no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009

Variável	S. Paulo-SP	POA-RS	Oeste -PR	BH-MG	Goiânia-GO
Parâmetros de Longo Prazo					
θ_P	35986181** (20000000)	258000000*** (55000000)	-308000000*** (50000000)	85474435*** (26000000)	79046815*** (27000000)
θ_Y	92717,37*** (23865,9)	-583452,7** (248040)	323843,5*** (68135,1)	526161*** (78495,1)	1717026*** (512613)
θ_B	19805825*** (7764465)	120000000*** (24000000)	-105000000*** (22000000)	56722805* (13000000)	- -
θ_S	- -	- -	- -	- -	5793745*** (2044872)
θ_{PE}	-11293433*** (3996781)	-59350015*** (12000000)	57521372*** (11000000)	-23957655*** (6021940)	-828798,7*** (238291)
Elasticidades de Longo Prazo					
ϵ_{PP}	-0,57	-0,71	-1,15	-1,69	-1,63
ϵ_{PB}	-0,26	-0,22	1,03	0,98	-
ϵ_{PS}	-	-	-	-	0,75
ϵ_{YY}	0,53	-1,26	1,61	7,47	-0,17

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (***), (**) e (*) representa significativo a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. Os valores entre parênteses representam os erros-padrão.

No que diz respeito às estimativas das elasticidades – preço diretas de longo prazo das demandas (ϵ_{PP}), de maneira geral, observou-se que para todas as delimitações geográficas, os sinais estiveram em conformidade com o que versa a teoria microeconômica da demanda. Notou-se que para o Oeste paranaense-PR, Belo Horizonte-MG e Goiânia-GO, as magnitudes dos coeficientes de ϵ_{PP} permitiram inferir que as demandas eram elásticas, ou seja, que os consumidores apresentaram-se sensíveis às alterações de preço, isto é, em caso

de aumento de preço da carne de frango, as reduções em termos de quantidade consumida, para essas praças, ocorreriam de maneira mais que proporcional ao aumento de preço. Também, podemos inferir que em caso de aumento de preços da carne de frango inteiro congelado, a demanda por carne de frango inteiro congelado no Oeste paranaense-PR sofreriam reduções em menor grau do que nas praças de Belo Horizonte e Goiânia.

No que concerne à magnitude do coeficiente de ϵ_{PP} para São Paulo- SP e Porto Alegre-RS, pôde-se inferir que a demanda se apresentou inelástica ao preço, ou seja, em caso de aumentos de preço da carne de frango, os consumidores reduziriam o consumo do produto, entretanto, tal redução ocorreria de forma menos que proporcional ao aumento de preço. O fato da demanda por carne de frango para São Paulo-SP e Porto Alegre-RS ter se apresentado inelástica ao preço no longo prazo, pode ser um indício de que, neste mercado, as empresas atuantes poderiam aumentar os preços sem que houvesse perdas significativas em termos de quantidade vendida, portanto, sugerindo que dado, à inelasticidade, as empresas poderiam exercer o poder de mercado.

Diante dos resultados obtidos para as elasticidades-preço das demandas de longo prazo e das estimativas do poder de mercado de longo prazo apresentadas na Tabela 19 (nas páginas seguintes), surpreende o fato de que justamente para as praças onde se observou que a demanda apresentava-se elástica ao preço, exceto para Oeste paranaense onde a magnitude de Δ foi consideravelmente baixa, obteve-se grau de poder de mercado relativamente expressivos. Além disso, para Porto Alegre, onde notou-se que a demanda se mostrou inelástica ao preço e, portanto, deveria ter obtido grau de poder de mercado expressivo, tal fato não ocorreu, contrariando as expectativas *a priori*. Contudo, tal contradição pode ser em razão do estado do Rio Grande do Sul ter sido um dos pioneiros na produção de frango em portes industriais, abrigando, atualmente, cerca de 10.303 integrados e 32.612 aviários (UBA, 2010). Além disso, as principais empresas do setor e, portanto as maiores: *Sadia, Perdigão, Seara e Doux-Frangosul*, possuem plantas agroindústrias por todo o estado e, neste caso, é possível que neste

mercado prevaleceu a competição entre as grandes para manter parcela de mercado, com isso, o exercício do poder de mercado pode não ter ocorrido.

No que tange à análise dos coeficientes das elasticidades - preço cruzada das demandas no longo prazo para os bens correlatos, carne bovina e suína, de maneira geral notou-se que no caso da carne bovina, a relação de preços entre este produto e a carne de frango sugeriu que estes apresentavam características de substitutibilidade para Oeste paranaense e Belo Horizonte e de complementaridade no caso de São Paulo-SP e Porto Alegre-RS. No que diz respeito à carne suína, de substitutibilidade para praça de Goiânia. Esses resultados convergem para aqueles encontrados nos estudos de demandas para a carne de frango no Brasil, realizados por Mayorga *et al* (2007) e Santana e Ribeiro (2008).

Entretanto, é evidente que além do preço, os fatores culturais e socioeconômicos são importantes para o entendimento do comportamento alimentar, portanto, no caso de São Paulo e Porto Alegre, grandes centros consumidores, o que se observou nos últimos anos é que os consumidores passaram a consumir ambas as carnes, a de frango e a bovina, em uma mesma refeição, haja vista que parte considerável da população têm-se alimentado com maior frequência em restaurantes. Neste caso, devido à facilidade e à exposição de ambas as carnes, o consumo ocorre de forma simultânea e em conformidade com o nível de renda daqueles consumidores, haja vista que o consumo da carne de frango no país revela uma demanda regionalizada em decorrência da má distribuição de renda.

Finalmente, examinou-se os resultados calculados para as elasticidades-renda ($\epsilon_{i,Y}$) das demandas por carne de frango para as cinco praças estudadas. Para São Paulo-SP a magnitude dos coeficientes de $\epsilon_{i,Y}$ indicou que a carne de frango, no longo prazo, propendera para ser considerada um bem normal. No que concerne ao Oeste paranaense-PR e Belo Horizonte-MG, para ser considerada um bem superior, como foi observado no trabalho de Mayorga *et al* (2007). Opondo-se aos resultados para São Paulo, os obtidos para Porto Alegre e Goiânia, permitiram concluir que a carne de frango, no longo prazo era

considerada um bem inferior, implicando em afirmar que dado elevação no nível de renda das famílias, o consumo de carne de frango tenderia à redução.

Contudo, de acordo com informações do CEPEA (2010) o aumento dos níveis de renda, e conseqüentemente, do poder de compra do consumidor, implicam em afirmar que, para o consumo de carnes, o fator preço possui peso menor na decisão do consumidor e, neste caso, para alguns consumidores é possível que a diferença de preços seja aceita e, desta forma, a redução do consumo ocorre de maneira mais suave.

Após realizadas todas as considerações a cerca dos resultados das estimativas das demandas dinâmicas, apresenta-se na Tabela 14 as estimativas para os coeficientes das variáveis que compuseram as relações de ofertas dinâmicas para todas as cinco praças. No geral, os valores encontrados para o R^2 ajustado e o teste F mostraram-se relativamente elevados, exceto para Porto Alegre, onde a magnitude do R^2 ajustado foi de 36,89. Contudo, tendo em vista o valor significativo do teste F para esta praça, conclui-se que 36,89 foi considerado uma magnitude adequada. Salienta-se que no caso da demanda, o valor para o R^2 ajustado encontrado para Porto Alegre - RS, também foi o menor dentro todas as outras especificações referentes às demais praças. Isto mostra que no caso de Porto Alegre, pode existir características em relação à estrutura de mercado que não foi possível modelar segundo a estrutura econométrica adotada para estimar as equações de demanda e oferta.

Em relação à autocorrelação, da mesma forma que procedeu-se para as estimações das equações de demandas, quando esta foi detectada nas regressões das relações de ofertas, a mesma foi corrigida. Verificou-se também que os resíduos das relações de ofertas foram homocedásticos, para todas as praças estudadas. Por fim, aplicou-se o teste de *Reset* para verificar se a especificação linear das ofertas era capaz de capturar o relacionamento entre as variáveis, e pode-se inferir que de fato era.

Tabela 14- Estimativas de OLS para as relações de oferta dinâmicas por frango inteiro congelado no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009

(continua)

Variável	São Paulo -SP	POA-RS	Oeste-PR	BH-MG	Goiânia-GO
Const.	-0,004 ^{ns} (0,017)	-0,0436* (0,0233)	-0,071*** (0,018)	-0,007 ^{ns} (0,017)	0,0807* (0,0479)
D	-	0,0372937* (0,0219535)	-0,102*** (0,028)	-	-0,0057*** (0,0015)
T	-	-	-	-	0,2783*** (0,0606)
ΔQ_t	0,000000009* (0,000000005)	-0,000000006 ^{ns} (0,000000006)	-0,000000006*** (0,000000001)	-	-0,000000001*** (0,000000003)
ΔQ_{t-1}	0,000000007 ^{ns} (0,000000006)	-0,000000003 ^{ns} (0,000000007)	-0,000000007*** (0,000000001)	-	-0,000000001*** (0,000000002)
ΔQ_{t-2}	0,000000001 ^{ns} (0,000000005)	0,000000002* (0,000000009)	-0,000000006*** (0,000000001)	-	-
ΔQ_{t-3}	-0,000000006 ^{ns} (0,000000005)	0,000000002** (0,000000008)	-0,000000004*** (0,000000008)	-	-
ΔQ_{t-4}	-0,000000001 ^{ns} (0,000000004)	0,000000006 ^{ns} (0,000000006)	-	-	-
ΔQ_{t-5}	-	-	-	0,000000001** (0,000000001)	-
ΔQ_{t-6}	-	-	-	-	-
ΔQ_{t-7}	-	-	-	-	-
ΔQ_{t-8}	-	-	-	-	-
ΔR_{t-1}	-0,457*** (0,137)	-0,0272 ^{ns} (0,1614)	-0,392*** (0,119)	-	-0,5245*** (0,0978)
ΔR_{t-2}	-0,386*** (0,140)	-0,3865*** (0,1146)	-0,474*** (0,094)	-	-0,5304*** (0,0841)
ΔR_{t-3}	-0,291* (0,147)	-0,1994 ^{ns} (0,1490)	-0,410*** (0,099)	-	-0,4315*** (0,0837)
ΔR_{t-4}	-0,217 ^{ns} (0,141)	-0,1735 ^{ns} (0,1201)	-0,291*** (0,099)	-0,2001** (0,0915)	-0,2667*** (0,0776)
ΔR_{t-5}	-	-	-0,278** (0,105)	-	-0,3174*** (0,0843)
ΔR_{t-6}	-	-	-0,258*** (0,085)	-	-0,3157*** (0,0644)
ΔR_{t-7}	-	-0,4354*** (0,1168)	-0,193** (0,083)	-	-
ΔR_{t-8}	-	-	-	-	-
ΔEE_t	-0,006* (0,003)	-0,0013 ^{ns} (0,0023)	-0,006*** (0,001)	-	-0,0001 ^{ns} (0,0011)
ΔEE_{t-1}	-0,002 ^{ns} (0,003)	0,0018 ^{ns} (0,0013)	-0,003* (0,001)	-	-
ΔEE_{t-2}	-0,004* (0,003)	0,0007 ^{ns} (0,0019)	-0,004*** (0,001)	-	-
ΔEE_{t-3}	-0,008** (0,003)	-0,0004 ^{ns} (0,0019)	-	-0,004* (0,002)	-

Tabela 14- Estimativas de OLS para as relações de oferta dinâmicas por frango inteiro congelado no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009

(continua)

Variável	São Paulo -SP	POA-RS	Oeste-PR	BH-MG	Goiânia-GO
ΔEE_{t-4}	-0,001 ^{ns} (0,003)	0,0005 ^{ns} (0,0010)	-	-	-
ΔEE_{t-5}	-	-	-	-	-
ΔEE_{t-6}	-0,006** (0,003)	-	-	-0,003 ^{ns} (0,002)	-
ΔF_t	1,180*** (0,181)	0,4976759*** (0,1770108)	0,240* (0,128)	0,823*** (0,185)	-0,1404** (0,0683)
ΔF_{t-1}	0,703*** (0,236)	-0,0522 ^{ns} (0,2384)	-	-0,637*** (0,180)	-
ΔF_{t-2}	0,946*** (0,224)	0,2715** (0,1314)	-	0,551*** (0,194)	-0,2099*** (0,0595)
ΔF_{t-3}	0,567** (0,244)	0,1326 ^{ns} (0,1830)	0,418*** (0,118)	-	-0,2475*** (0,0877)
ΔF_{t-4}	0,582*** (0,191)	0,3955 ^{ns} (0,2826)	0,323*** (0,104)	-	-0,3066*** (0,0610)
ΔF_{t-5}	0,288* (0,160)	-	-	-	-
ΔF_{t-6}	-	-	-	-	-0,2000*** (0,0554)
ΔMDO_t	-	-0,0004 ^{ns} (0,0007)	-	-	-
ΔMDO_{t-1}	-	0,0006 ^{ns} (0,0007)	-	-	-
ΔMDO_{t-2}	-	-0,0006 ^{ns} (0,0005)	-	-	-
ΔMDO_{t-3}	-	-0,0008 ^{ns} (0,0006)	-	-	-
ΔMDO_{t-4}	-	-0,0002 ^{ns} (0,0009)	-	-	-
ΔQ_t^*	-0,078* (0,046)	0,0029** (0,0013)	-0,003*** (0,001)	-	-0,2404*** (0,0395)
ΔQ_{t-1}^*	-0,063 ^{ns} (0,038)	0,0014 ^{ns} (0,0013)	-0,002*** (0,001)	-	-0,2503*** (0,0460)
ΔQ_{t-2}^*	-0,096** (0,037)	-0,0012 ^{ns} 0,0010	-0,002*** (0,0004)	-0,0121*** (0,003)	-0,1789*** (0,0374)
ΔQ_{t-3}^*	-0,087** (0,040)	-	-0,001*** (0,0003)	-	-0,1502*** (0,0371)
ΔQ_{t-4}^*	-0,071** (0,032)	-	-0,001*** (0,0002)	-	-0,1684*** (0,0402)
ΔQ_{t-5}^*	-0,088** (0,038)	-	-0,001*** (0,0002)	-	-0,1298*** (0,0309)
ΔQ_{t-6}^*	-	-	-	-	-0,0672*** (0,0198)
ΔQ_{t-7}^*	-	-	-	-0,0142*** (0,003001)	-0,0589*** (0,0151)
ΔQ_{t-8}^*	-0,052 ^{ns} (0,033)	-	-	-	-0,0431*** (0,0109)

Tabela 14- Estimativas de OLS para as relações de oferta dinâmicas por frango inteiro congelado no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009

Variável	São Paulo -SP	POA-RS	Oeste-PR	BH-MG	Goiânia-GO
ψ	0,180*** (0,060)	-0,0380* (0,0194)	0,51*** (0,076)	0,04** (0,019)	0,6829*** (0,0808)
\bar{R}^2	62,69	36,89	69,32	53,65	73,06
Teste F	5,17***	48,94***	13,85***	9,45***	22,29***
Auto [†]	2,71 ^{ns}	4,22 ^{ns}	-	0,74 ^{ns}	3,85 ^{ns}
Hetero	73,00 ^{ns}	74,00 ^{ns}	74,00 ^{ns}	58,69 ^{ns}	73 ^{ns}
Reset	0,21 ^{ns}	1,38 ^{ns}	0,58 ^{ns}	3,08 ^{ns}	0,68 ^{ns}

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota 1: (***) , (**) e (*) representam significativo a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

Q*: é a variável criada a partir dos coeficientes, $\hat{\theta}_{\psi}$ e $\hat{\theta}_{\psi^2}$, estimados no vetor de correção de erros.

[†] Observou-se presença de autocorrelação na estimação da relação de oferta para o Oeste do Paraná, neste caso, ressalta-se que a mesma foi corrigida.

Nota 2: D: variável *dummy* representativa da gripe aviária; T: variável de tendência; P representa o preço do frango inteiro congelado; Q a quantidade vendida do frango inteiro congelado; F é o custo do frango vivo, EE é o custo da energia elétrica e MDO o custo da mão-de-obra.

Pela análise da Tabela 14, observou-se que as constantes referentes à ofertas de São Paulo, e Belo Horizonte não foram estatisticamente significativas. Em relação à variável *dummy* referente ao surto de gripe aviária, especificada para o período posterior a junho de 2006, esta mostrou-se significativa e positiva para Porto Alegre-RS e negativa para Oeste-PR e Goiânia-GO. Tal observação permitiu concluir que apenas no caso de Porto Alegre é que os efeitos da epidemia de gripe implicou alterações no sentido de aumentar a disponibilidade interna de frango e, conseqüentemente, o consumo interno. Desta forma, de acordo com a teoria microeconômica tradicional, podemos inferir que aumentos da oferta geralmente são acompanhados de reduções dos preços do produto para o consumidor. No que tange à variável de tendência esta apresentou-se significativa apenas para Goiânia.

No que concerne aos coeficientes das demais variáveis explicativas das ofertas, notou-se que, de modo geral, estes foram estatisticamente significativos.

Diferente do que ocorreu na estimação das demandas dinâmicas, na estimação das relações de ofertas dinâmicas, não foi possível eliminar da estimação todas as variáveis que se apresentaram não significativas, pois ao se eliminar o processo de exclusão, notou-se que a significância estatística dos demais coeficientes e até mesmo o ajuste da regressão tiveram uma piora significativa, por esta razão optou-se pela não exclusão das defasagens que não foram significativas.

A despeito destas inconsistências, Steen e Salvanes (1999) alertaram para o fato de que as interpretações dos parâmetros estimados a partir das relações de ofertas não se constituem em uma tarefa simplória e que, desta forma, o comum e examinar apenas o coeficiente do parâmetro de interesse, no caso, os coeficientes das variáveis Q^* , que remetem ao grau de poder de mercado no curto prazo.

Antes, porém, analisou-se a significância estatística do coeficiente (ψ^*) que acompanha o vetor $V1$, formado a partir do vetor de correção de erros estimado tomando todas as variáveis da oferta. Se o parâmetro, ψ^* for estatisticamente significativo, implica em dizer que todos os coeficientes estimados no vetor de correção de erros também o são. Portanto, verificou-se que todos os coeficientes de ψ^* foram estatisticamente significativos, assim, conclui-se que os parâmetros estimados a partir do vetor correção de erros também foram significativos do ponto de vista estatístico. Ainda sobre os valores estimados para ψ^* , como ocorreu na estimação da demanda, estes não se encontraram dentro dos limites, -1 e zero, a exceção dos valores obtidos para Porto Alegre (-0,0380).

Para Porto Alegre observou um ajuste muito pequeno nos desvios ocorridos no período anterior. Como mencionado, no caso de Porto Alegre, a presença das principais empresas da indústria brasileira de carne de frango neste mercado e o fato destas competirem entre si pode ser um indício de que a opção pela correção de um erro de estratégia em relação à determinação de preço e quantidade pode causar perdas consideráveis de parcela de mercado.

No que concerne às estimativas das relações de ofertas, coube a análise para o coeficiente de Q^* , de poder de mercado no curto prazo, λ_0 , os resultados apontam para o fato de que em todas as delimitações geográficas, salvo Belo

Horizonte-MG, onde não foi possível encontrar um parâmetro de poder de mercado de curto prazo, observou-se grau de poder de mercado intermediário da ordem de -0,240; 0,078; -0,003; para Goiânia, São Paulo-SP, Oeste paranaense-PR. Para ratificar se de fato estes valores se constituíram em poder de mercado, foi aplicado sobre eles um teste simples de hipótese, em que as hipóteses nulas testadas foram de que as empresas atuavam de forma competitiva ($\lambda_0 = 0$), de que as duas maiores empresas por terem parcelas significativas de mercado atuavam de forma conclusiva ($\lambda_0 = 0,5$) e de que agiam exercendo todo o seu poder de mercado ($\lambda_0 = 1$). Os resultados dos testes de hipóteses foram apresentados na Tabela 15.

Tabela 15 – Resultados dos testes de hipóteses para o grau de poder de mercado de curto prazo

Hipótese nula	São Paulo-SP	Oeste Paranaense - PR	Goiânia- GO
$H_0 \rightarrow \lambda_0 = 0$	2,85*	28,22***	37,01***
$H_0 \rightarrow \lambda_0 = 0,5$	158,23***	1000000***	351,11***
$H_0 \rightarrow \lambda_0 = 1$	550,77***	4000000***	958,47***

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (***), (**) e (*) representa significativo a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

Portanto, os resultados obtidos por meio da aplicação dos simples testes de hipóteses permitiram concluir que para São Paulo, Oeste-PR e Goiânia, as hipóteses nulas de competição perfeita, cartel (conluio) e poder de mercado pleno foram todas rejeitadas, logo conclui-se que para estas praças identificou-se exercício de poder de mercado de curto prazo intermediário.

No que se refere a São Paulo, o estado produziu em 2008 cerca de 18% da produção de carne de frango do país segundo dados da UBA (2008). Além de estar entre os quatro maiores estados produtores, em São Paulo-SP concentra-se o maior mercado consumidor do Brasil, por esta razão, muitas empresas, principalmente as do setor alimentício são atraídas para esta região. No caso da produção industrial de carne de frango, estão instaladas em São Paulo-SP, plantas e centros de distribuição das principais empresas produtoras, por esta razão apesar de os resultados apontarem para uma demanda inelástica que

permite às empresas exercerem maiores graus de poder de mercado, a magnitude do mesmo para São Paulo é pouco expressiva no curto prazo. Tal situação mostra que a disputa por parcela de mercado de certa forma, pode impedir que determinada empresa exerça o poder de mercado sob pena de perder mercado consumidor, visto que o frango inteiro congelado é tido como um produto homogêneo, logo a decisão do consumidor é pautada na relação de preço e não propriamente em outros atributos do produto.

No caso do Oeste paranaense, de acordo com informações do Sindicato das Indústrias de Produtos Avícolas do Estado do Paraná (SINDIAVIPAR), entre as 5 maiores empresas abatedouros de frango, estão a Sadia, a Perdigão⁵³ e a Seara que também compõem o seletivo grupo das 4 maiores, em termos de parcelas de mercado nacional. Ao que se sabe, no caso da Sadia e da Perdigão, estas empresas vêm sinalizando desde 2006, interesses de se fundirem em busca de manter posição dominante no mercado. Neste caso, para o Oeste paranaense, os resultados encontrados para o poder de mercado no curto prazo são plausíveis, na medida que as duas maiores firmas atuantes que poderiam, de fato, estabelecer a disputa competitiva por mercado, podem ter optado por estratégias anticompetitivas, “dividindo” parcela significativa de mercado.

Em relação a Goiânia, de acordo com informações da Associação Goiana de Avicultura (AGA), as empresas atuantes no mercado goiano focam suas estratégias para o mercado regional devido à incapacidade de operar em nível nacional. Contudo, estas também se comportam como seguidoras das empresas dominantes- Sadia e Perdigão-, que instalaram plantas industriais no estado para aproveitarem-se da disponibilidade de matéria-prima com custos reduzidos, mão-de-obra barata e localização estratégica. Desta forma, o acesso de seus produtos ao principal mercado consumidor do País, concentrado na região sudeste, permite a estas empresas vantagens competitivas em relação às suas rivais. Mais uma vez, nota-se que o exercício de poder de mercado de curto prazo, sinaliza que as líderes não estão definindo estratégias que implicam necessariamente em

⁵³ Representada pela BRF Brasil Foods, que na verdade é a atual denominação social da Perdigão. Essa nova empresa tem sido considerada pelos críticos de mercado como uma das maiores empresas globais do setor de alimentos.

competição acirrada. Em outras palavras, essas empresas podem ter optado por delinear estratégias que impeçam a entrada de concorrentes no mercado goiano.

A questão que ainda perdura é se esses resultados se mantiveram no longo prazo. Entretanto, antes de examinar os resultados obtidos para o parâmetro de poder de mercado de longo prazo, λ , apresentou-se na Tabela 16 os resultados obtidos para o resgate dos coeficientes estimados por meio do vetor de correção de erros, $V1$, bem como as suas significâncias estatísticas perante a estimação das relações de ofertas.

Tabela 16- Resgate dos coeficientes das variáveis que formaram o vetor de correção de erros $V1$ a partir do parâmetro de ajuste, ψ , estimados nas relações de ofertas para as cinco praças em análise

Variável	São Paulo - SP	POA-RS	Oeste- PR	BH-MG	Goiânia-GO
α_1	0,00000001 ^{ns} (0,00000001)	0,000000002 ^{ns} (0,00000002)	-0,00000001*** (0,000000000)	0,000000002 ^{ns} (0,0000000321)	-0,00000001*** (0,000000002)
α_2	-0,0081 ^{ns} (0,0095)	-0,00103716 nd (nd)	-0,004437503 nd (nd)	-0,000664483 ^{ns} (0,0139816124634)	-0,0014116 nd (nd)
α_3	0,6241283 nd (nd)	-0,20880535 ^{ns} (1,10252531)	0,16343834 ^{ns} (0,0938114)	0,09725311114** (2,1447949753)	-0,13894** (0,06033677)
α_4	- (nd)	0,000236149 nd (nd)	- (nd)	- (nd)	- (nd)
α_5	-0,090478451 ^{ns} (0,10073886)	0,002486855 ^{ns} (0,0132635)	-0,0034767 nd (nd)	-0,0064014686 ^{ns} (0,0744039451)	-0,2526488*** (0,03366290)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (***), (**) e (*) representa significativo a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente;

ns diz que o coeficiente não foi estatisticamente significativo;

nd representa a impossibilidade de obter um valor para o erro-padrão a partir da fórmula estabelecida por Bårdsen (1989) e, conseqüentemente, não foi possível proceder a análise em termos de significância estatística.

Os valores entre parênteses representam os erros-padrão calculados a partir da fórmula de Bårdsen (1989).

A análise dos resultados apresentados na Tabela 16 mostrou que para São Paulo e Porto Alegre, nenhum dos coeficientes resgatados foi estatisticamente significativo. Para o Oeste paranaense somente o coeficiente da variável quantidade vendida (consumida) de frango inteiro congelado (Q)

apresentou-se estatisticamente significativo, o mesmo ocorreu em Belo Horizonte, porém para o parâmetro da variável representativa do preço do frango vivo (F). Somente para a Goiânia é que se observou que os coeficientes foram todos estatisticamente significativos, a exceção do coeficiente da variável representativa do custo da energia elétrica (EE). Ressalta-se que estas análises tomaram como base os valores dos erros-padrão, que foram passíveis de cálculo a partir da transformação de Taylor que como antes destacado, podem evidenciar inconsistências.

Por fim, expôs-se na Tabela 17 os resultados das estimativas do vetor de correção de erros, $V1$, para as ofertas. O que se nota de maior interesse são os resultados obtidos para o parâmetro de poder de mercado de longo prazo, dado pelos coeficientes de Δ . As análises que se seguem procuraram responder aos questionamentos quanto à existência ou não do poder de mercado na indústria brasileira de carne de frango, a partir do grau de poder de mercado de longo prazo estimado e do que foi possível inferir dos resultados dos testes de hipótese aplicado sobre estes parâmetros e apresentados na Tabela 18.

Tabela 17- Estimativas dos coeficientes de longo prazo do vetor de correção de erros para as relações de ofertas, no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009

Variável	S. Paulo-SP	POA-RS	Oeste - PR	BH-MG	Goiânia-GO
Parâmetros de longo prazo					
β_{e}	0,00000005*** (0,000000013)	-0,00000006** (0,00000004)	-0,00000001*** (0,0000000031)	0,00000004* (0,000000031)	-0,00000002*** (0,0000000079)
β_{EE}	-0,04477*** (0,00678)	0,027318*** (0,00747)	-0,008707*** (0,00207)	-0,017832*** (0,00538)	-0,002067** (0,00120)
β_{F}	3,467875*** (0,81129)	5,499784*** (1,45780)	0,320701* (0,21919)	2,609876*** (0,36413)	-0,203453** (0,08487)
β_{FCO}	- -	-0,00622** (0,00270)	- -	- -	- -
Δ	-0,501 (0,08326)	-0,071*** (0,01306)	-0,007*** (0,0011)	-0,172*** (0,03134)	-0,370*** (0,04780)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (***), (**) e (*) representa significativo a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

Notou-se que os valores obtidos para os coeficientes das variáveis estimadas, no vetor de correção de erros foram todos estatisticamente significativos, como deveriam ser. O parâmetro de poder de mercado de longo prazo também deve estar compreendido entre um intervalo predeterminado, da mesma forma que ocorreu com o parâmetro de curto prazo, qual seja -1 e zero, e observa-se que assim ocorreu.

Por meio de uma análise em termos de magnitude dos coeficientes estimados, pode-se, de modo primitivo, deduzir que existem maiores chances de presença de poder de mercado de longo prazo em São Paulo, Belo Horizonte e Goiânia, visto que para essas praças encontrou-se valores maiores para o parâmetro de poder de mercado de longo prazo se comparado com as outras praças. Novamente há a necessidade de realização de testes de hipóteses para ratificar ou negar as expectativas iniciais. Steen e Salvanes (1999) alegaram que a robustez dos testes de hipóteses para o poder de mercado de longo prazo, poderia ser garantida pela aplicação de um teste de exclusão na relação de cointegração, à semelhança do teste de separabilidade apresentado na seção 4, item 4.3.1. A hipótese nula a ser testada é de ausência de poder de mercado contra a alternativa de presença de poder de mercado por parte das empresas que atuavam nestas localidades. Os resultados dos testes de hipóteses podem ser encontrados na Tabela 18.

Tabela 18 – Resultados dos testes de hipóteses para o grau de poder de mercado de longo prazo

Hipótese nula	São Paulo- SP	P. Alegre- RS	Oeste - PR	B. Horizonte - MG	Goiânia- GO
$H_0 \rightarrow A = 0$	22,978***	13,673***	9,548***	8,735***	22,014***

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (***) , (**) e (*) Significativo a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

Conforme se notou, os resultados dos testes de hipóteses para o poder de mercado de longo prazo apontaram para a rejeição da hipótese nula de ausência de poder de mercado para todas as delimitações geográficas. Portanto, os testes

sobre o parâmetro de mercado de longo prazo permitiram confirmar as suspeitas iniciais de existência do poder de mercado nas cinco praças em análise. De maneira geral, observou-se que os resultados dos testes de hipóteses, para o poder de mercado obtidos no curto prazo, prevaleceram no longo prazo.

No caso de São Paulo, especificamente, o parâmetro de conduta médio de curto e longo prazo estimados para São Paulo sinalizaram para o exercício do poder de mercado. Analisando as firmas que operam neste mercado, observou-se que do grupo das quatro majoritárias, apenas a *Sadia* e a *Seara*⁵⁴ possuíam planta agroindustrial no estado. Ainda sim, algumas características do mercado paulista dão consistência aos resultados de exercício de poder de mercado, tais como: a evidente concentração na indústria, os investimentos maciços em propaganda e marketing, que dificultam a entrada de concorrentes potenciais no mercado; presença do maior mercado consumidor do país e; observação de que a análise da elasticidade-preço cruzada para este mercado permitiu verificar que não existia substitutos próximos para a carne de frango.

Ademais, alguns pontos em relação ao mercado nacional de carne de frango devem ser destacados. Notou-se que as maiores empresas, como *Sadia* e *Perdigão*, alcançam mercados que se estendem geograficamente do Sul ao Nordeste do país, com forte atuação viabilizada por meio de suas várias plantas industriais estrategicamente localizadas e centros de distribuição e vendas, diferentemente das pequenas e médias empresas que atuam em mercados regionalizados. As empresas líderes desse setor atuam com agressivas políticas de venda por meio de lançamento de uma variedade de produtos para manterem suas posições e consolidarem suas marcas.

Por fim, encontram nas regiões Sul e Sudeste os maiores mercados consumidores do Brasil, bem como a atuação dos grandes abatedouros, atraídos pela oferta abundante de matéria-prima (soja e milho principalmente). Contudo, não se pode deixar de destacar o fato de que nos últimos dez anos a produção de carne de frango no Centro-Oeste tem ganhado relevância em virtude das

⁵⁴ Lembrando que a *Seara* e a *Doux-frangosul*, a terceira e quarta colocadas em relação à participação no mercado nacional, foram adquiridas pelo grupo *Marfrig* em 2009.

expressivas safras de grãos e disponibilidade de mão-de-obra que se verificou nesta região.

5.4. Mensuração do Bem-Estar

Para mensurar a perda de bem-estar social decorrente dos graus de poder de mercado obtidos pelas estimações do parâmetro de conduta de longo prazo, Δ , tomou-se como referência o trabalho Schmidt e Lima (2006) que fundamentaram-se em Daskin (1991).

Como sugerem as fórmulas do excedente consumidor (29) e produtor (30), para quantificar o DWL é necessário ter os valores referentes à receita total que é dada pelo produto entre o preço do kg da carne de frango inteiro congelado e a quantidade vendida. Ressalta-se que, devido ao fato de ter se trabalhado com dados mensais, e que o cálculo do DWL diz respeito às informações referentes aos anos de 2003 a 2007, foi necessário fazer uma adaptação no cálculo da receita total, neste caso, usou-se as médias mensais para definir os valores das receitas anuais⁵⁵ para cada praça. No que concerne à magnitude das parcelas de mercado das empresas, S_i , para as praças, seguiu-se o proposto por Daskin, ou seja, no presente trabalho utilizaram-se apenas as médias ponderadas das parcelas de mercado das quatro maiores empresas, S_{i4} , que atuavam no setor de frango inteiro congelado. Para definir o peso atribuído a cada empresa, calcularam-se as suas participações relativas no mercado, considerando apenas as quatro maiores empresas⁵⁶.

Apresentam-se na Tabela 19, os resultados obtidos para os níveis de perdas de bem-estar social, bem como a relação DWL e receita total da indústria para as cinco praças em análise.

⁵⁵ Os Valores obtidos para as receitas anuais foram apresentados na Tabela 2C do anexo C.

⁵⁶ O cálculo dos pesos e das respectivas médias ponderadas para as parcelas de mercado podem ser encontrados na Tabela 1C do anexo C.

Tabela 19- Percentual da perda líquida social (DWL) em relação à receita total da indústria brasileira de carne de frango, para o período 2003 a 2007

Ano	S. Paulo - SP	POA-RS	Oeste - PR	BH - MG	GO
DWL					
2003	16615135,19	13713441,31	9371272,13	2523259,22	2809741,69
2004	21558144,82	12343980,58	8261872,00	2661698,32	2709835,93
2005	17507904,98	10469504,92	7948022,11	2165343,61	2455300,47
2006	15984835,88	7670362,67	10373988,93	2246116,29	2256097,70
2007	19976967,70	10248613,56	12067049,73	2697299,60	2590445,03
DWL/Receita total					
2003	0,146	0,117	0,072	0,049	0,051
2004	0,150	0,120	0,074	0,050	0,052
2005	0,129	0,104	0,064	0,043	0,045
2006	0,128	0,092	0,063	0,043	0,045
2007	0,137	0,110	0,068	0,046	0,048
DWL/Receita total (%)					
2003	14,6%	11,7%	7,2%	4,9%	5,1%
2004	15,0%	12,0%	7,4%	5,0%	5,2%
2005	12,9%	10,4%	6,4%	4,3%	4,5%
2006	12,8%	9,2%	6,3%	4,3%	4,5%
2007	13,7%	11,0%	6,8%	4,6%	4,8%

Fonte: Resultados da pesquisa.

De maneira geral, os resultados mostraram que de 2003 a 2005, a participação do DWL sobre a receita total da indústria para cada praça foi alta, variando de 4,3% a 15%. Os maiores percentuais encontram-se justamente em São Paulo e Porto Alegre, onde os resultados das elasticidades apontaram para uma demanda inelástica, ou seja, onde os consumidores são menos sensíveis às alterações de preço e, portanto, onde as empresas podem exercer o poder de mercado com maior facilidade.

Como mencionado anteriormente, quando a demanda apresenta-se inelástica ao preço, a possibilidade de existência e exercício do poder de mercado aumenta consideravelmente. Pela análise dos resultados da Tabela 19, fica evidente tal relação entre poder de mercado e demanda inelástica. Observa-se que para São Paulo e Porto Alegre, onde a demanda apresentou-se inelástica ao preço

os valores do DWL sobre as receitas se mostram maiores do que os obtidos para Oeste-PR, Belo Horizonte e Goiânia, onde a demanda apresentou-se elástica ao preço.

Por fim, no que diz respeito à relação existente entre concentração de mercado, grau de poder de mercado e magnitude das perdas líquidas sociais o que se observou é que, de modo geral, a concentração de fato é uma condição necessária para o exercício de poder de mercado, mas não se constitui em condição suficiente, visto que para as praças de Porto Alegre-RS e Belo Horizonte não se pode observar poder de mercado de curto prazo, tal conclusão estar em conformidade com o que prega as teorias da NEIO.

No que concerne a relação entre grau de poder de mercado e magnitude do DWL, para a indústria brasileira de carne de frango congelado, verificou-se que nem sempre maior grau de poder de mercado representa maiores valores para o DWL, isto é, a magnitude do poder de mercado não revela, necessariamente, que este esteja sendo exercido em sua plenitude. Em Goiânia, por exemplo, no curto prazo, o grau de poder de mercado se mostrou maior do que os apresentados por São Paulo e Oeste –PR, entretanto, as magnitudes apresentadas pela relação DWL/receita para Goiânia foram menores do que as obtidas para São Paulo. O mesmo ocorreu no longo prazo, Goiânia apresentou valor de poder de mercado maior do que Porto Alegre, contudo, a relação DWL/receita foi mais expressiva para Porto Alegre do que para Goiânia.

Em resumo, notou-se que os resultados obtidos para o DWL se fortalecem nos alicerces que sustentam a NEIO, haja vista que estes apontaram para o fato de que a mensuração do DWL não deve ser fundamentar apenas na estrutura de mercado vigente. Além disso, pode-se afirmar que na presença de poder de mercado, a sociedade é lesada devido às perdas de bem-estar social sofrida.

6. RESUMO E CONCLUSÕES

A produção industrial de frangos de corte no Brasil apresentou crescimento expressivo no Brasil, da ordem de 8,5% ao ano no período compreendido entre os anos de 1997 a 2008 - neste período, notou-se que a produção nacional passou de 2.000 para 12.000 mil toneladas. Este crescimento também se refletiu no consumo; observou-se que o consumo *per capita* interno cresceu de maneira expressiva, sendo que, em 2006, ultrapassou a carne bovina, antes líder de mercado, atingindo cerca de 39 Kg/ano.

A avicultura apresenta um processo produtivo que se caracteriza por abranger uma gama de atores ampla e diversificada, que engloba desde produtores de insumos básicos até distribuidores do produto final, em 2008, cerca de 5 milhões de empregos diretos e indiretos, distribuídos entre os diversos setores e subsetores à jusante e à montante da produção de frango de corte. Por todas estas razões é notória a relevância da avicultura para a economia do País.

Em relação ao processo produtivo, nota-se maior nível de coordenação e organização no segmento representado pela indústria, composta pelos abatedouros e frigoríficos. Em uma perspectiva relativa, o segmento industrial é composto por poucas empresas, sobretudo as de maior porte, com vinculação ao mercado externo. Observou-se, também, que para o período de 2003 a 2007, a razão média de concentração para as 4 maiores empresas foi cerca de 36,28% e, mostrando que o segmento de frango inteiro congelado opera sob uma estrutura de mercado caracterizada por um oligopólio fraco. Contudo, de acordo com o CADE e, tendo em vista que o grupo formado pelas 4 maiores empresas domina mais de 20% do mercado, pode-se inferir que esse grupo assume posição dominante com possibilidades de alterar as condições vigentes de mercado.

Além disso, considerando a importância da evolução tecnológica como meio de permanência no mercado, e de superação da forte concorrência impulsionada pelo aumento significativo na demanda pela carne de frango nos últimos anos, algumas empresas, que não estavam bem estruturadas, compraram ativos ou se fundiram a outras para melhorar a sua participação na indústria.

Esta estratégia, orientada por processos de fusões e aquisições, somada às características apresentadas pela indústria brasileira de carne de frango, a saber: a) estrutura de mercado oligopolista; b) firmas que oferecem produtos diferenciados para segmentos específicos de mercados; c) a concorrência muitas vezes se dá entre as marcas e não entre as firmas especificamente; d) elevada concentração conforme análise do CR₄ e HHI; e) presença de barreiras à entrada como, por exemplo, os altos investimentos em aparato tecnológico e o gasto em propaganda, se constituem em indícios de que este mercado é considerado propício à prática anticoncorrencial como a existência e exercício do poder de mercado, incorrendo em perda de bem-estar social.

Portanto, diante desse ambiente, adotou-se a hipótese de que a concentração na indústria brasileira de carne de frango permite a existência e o exercício de poder de mercado, especificamente no segmento do frango inteiro congelado, considerando-se, por consequência, que o exercício do poder de mercado implica em perdas de bem-estar social. Sendo assim, identificou-se o grau de poder de mercado no segmento do frango inteiro congelado e avaliaram-se as implicações sobre o bem-estar dos consumidores para o período de janeiro de 2003 a outubro de 2009. Especificamente, delimitou-se os mercados relevantes para o frango inteiro congelado; identificou-se o grau de poder de mercado das empresas que operam no segmento de frango inteiro congelado no Brasil por meio do modelo dinâmico e determinou-se as implicações do exercício de poder de mercado sobre o bem-estar social. Ressalta-se que se optou por realizar uma análise considerando apenas as cinco praças mais representativas no que tange ao consumo e produção de carne de frango, sem comprometer as inferências em relação ao mercado nacional como um todo.

De maneira geral, os resultados obtidos foram favoráveis a aceitar a hipótese inicial de presença de poder de mercado na indústria brasileira de carne de frango para as praças de São Paulo, Oeste paranaense e Goiânia, para uma análise de curto prazo e para todas as praças considerando o longo prazo. Portanto, em uma perspectiva de longo prazo foi possível identificar, para todas as delimitações geográficas, perdas sociais que se mostraram relevantes, no período analisado.

Em relação à delimitação de mercado relevante de produto, os resultados obtidos para as elasticidades preço-cruzada de longo prazo permitiram concluir que as carnes de frango, bovina e suína participam de um mesmo mercado relevante. Sendo que entre as carnes de frango e bovina, para as praças do Oeste paranaense e Belo Horizonte, estes bens foram considerados substitutos entre si. No caso das outras praças, observou-se que as carnes de frango e bovina foram produtos complementares entre si. No que concerne às carnes de frango e suína, estas se mostraram substitutas entre si para Goiânia.

Salienta-se que a relação de complementaridade observada entre as carnes de frango e bovina para São Paulo e Porto Alegre, pode ser explicada por fatores extra-preço, como os relacionados às mudanças nos hábitos alimentares e socioeconômicos, que são importantes para o entendimento do comportamento alimentar. No caso de São Paulo e Porto Alegre, grandes centros consumidores, o que se observou nos últimos anos é que ambas as carnes passaram a serem consumidas em uma mesma refeição, já que parte considerável da população têm-se alimentado com maior frequência em restaurantes.

Quanto ao parâmetro de conduta médio de curto prazo, verificou-se que existia um grau de poder de mercado intermediário para as praças analisadas, a exceção de Porto Alegre e Belo Horizonte onde aceitou-se a hipótese nula de competição perfeita entre as firmas. Em relação ao longo prazo, pode-se concluir que os resultados dos testes de hipóteses sobre o parâmetro de conduta médio sinalizaram para a rejeição da hipótese nula de ausência de poder de mercado para todas as delimitações geográficas, isto é, constatou-se que existia poder de

mercado na indústria brasileira de carne de frango inteiro congelado em todas as praças estudadas.

Portanto, mesmo que a demanda tenha se mostrado elástica ao preço para Oeste-PR, Belo Horizonte e Goiânia, as outras características observadas quanto ao grau de concentração, barreiras à entrada e ausência de substituto perfeito, permitiram deduzir que o poder de mercado nestas praças existia e poderia ser exercido.

Considerando a presença de poder de mercado de longo prazo, realizaram-se os cálculos das perdas líquidas soais (DWL) inerentes ao exercício de poder de mercado para todas as praças. Constatou-se que devido à magnitude do poder de mercado encontrado, principalmente para São Paulo e Goiânia, os valores obtidos para o DWL foram relevantes, principalmente para São Paulo e Porto Alegre. É interessante notar que no caso de Porto Alegre, mesmo tendo apresentado valores de poder de mercado relativamente inferiores a Belo Horizonte e Goiânia, a relação DWL/receita da indústria foi mais expressiva no que nas duas últimas praças.

Ressalta-se que os resultados obtidos para o poder de mercado explicitaram o que a Teoria da NEIO efetivamente prega, quando afirma que uma estrutura de mercado concentrada é condição necessária para identificar o poder de mercado, não sendo, contudo, condição suficiente para garantir que o mesmo esteja sendo exercido.

Destaca-se, ainda, que os resultados obtidos podem ter sofrido algum tipo de distorção devido ao fato de as empresas atuantes possuírem plantas industriais e pontos de vendas estrategicamente localizados em diversas cidades. Isso permite a existência da dominância de mercados regionais, o que não foi possível captar dado a restrição de dados em relação a todos esses pontos de comercialização. Além disso, existem formas alternativas de exercer o poder que vão além da definição do preço acima do custo marginal, e que em decorrência de uma série de limitações em termos de modelos teóricos e econométricos não foi possível identificar no presente estudo.

Como principal limitação da pesquisa, ressalta-se que, assim como ocorre em diversos outros estudos, houve a necessidade de utilização de variáveis *proxy* que viabilizassem a realização dos procedimentos de estimação dos modelos teóricos. Como sugestões para pesquisas futuras, acredita-se ser interessante, além da possibilidade de se utilizar bases mais extensas (inclusive que captem a fusão Sadia/Perdigão, que ocorre por agora) a construção de modelos que incluam produtos não homogêneos, visto que tais considerações podem implicar em grau de poder de mercado maiores, bem como o observância de seu exercício por meio de DWL também maiores daqueles obtidos pela presente pesquisa.

Então, em resumo, o que se notou foi que a indústria de frango inteiro congelado apresenta uma característica concentrada que facilita a existência e o poder de mercado por parte das empresas que dominam o mercado. Além disso, o exercício de fato do poder de mercado implica perdas sociais consideráveis sob o ponto de vista social.

Em razão das perdas inerentes à conduta anticompetitivas do exercício do poder de mercado, é necessário que os órgãos responsáveis pela defesa da concorrência como o CADE trabalhem no sentido de que as operações que envolvam concentração de mercado sejam analisadas com rigor e instrumentais teóricos e econométricos que possam capturar com maior grau de fidelidade a realidade dessas operações de fusões e aquisições, principais meios de aumentar a concentração do mercado. O uso de modelos teóricos e práticos de forma adequada podem resguardar a concorrência e a garantia de que o bem estar social seja alcançado sem conseqüências malélicas para o consumidor.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AIGINGER, K., BRANDNER, P. e WÜGER, M. Measuring Market Power for some Industrial Sectors in Austria. **Applied Economics**, 27, 369-76. 1995.

ALMEIDA, V. J. **Definição de mercados relevantes e medidas de concentração no setor elétrico: análise comparada da experiência brasileira.** Dissertação (Mestrado em Economia da Regulação e Defesa da Concorrência) - Universidade de Brasília, Brasília-UNB. 2003.

ARAÚJO. G. C.; BUENO. M. P.; BUENO. V. P.; SPROESSER. R. L.; SOUZA. I. F. Cadeia produtiva da avicultura de corte: avaliação da apropriação de valor bruto nas transações econômicas dos agentes envolvidos. **Gestão & Regionalidade** - Vol. 24 - Nº 72 - set-dez. 2008.

ARAÚJO, R. L. W. **Mercado de cerveja no Brasil: um estudo econométrico.** 53 p. Dissertação (Mestrado em Economia) –Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2001.

ARÊDES, A. F. Relação de causalidade entre os preços de carnes no varejo. **Informações Econômicas**, SP, v.39, n.12, dez. 2009.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DOS EXPORTADORES DE FRANGO-ABEF. **Relatórios 2003/2008.** Brasília, 2010.

ASSOCIAÇÃO GOIÂNIA DE AVICULTURA – AGA. 2010.

BAIN, J. A importância da Condição da Entrada. **In: Barriers to New Competition.** Cambridge, Mass.: Harvard Univ. Press. Cap. 1, p.1-53. 1956

BASK, M., LUNDGREN, J., RUNDHOLM, N.. **Market power in the expanding Nordic power market**. HUI Working Paper No. 9. 2007. Disponível em:<

<http://hui.demo.litium.se/LitiumDokument20/GetDocument.asp?archive=3&directory=72&document=891>> Acesso em 10 de abril de 2010.

BAKER, J. B.. **Market definition: a analytical overview**. Nov. 2006. Disponível em:<<http://ssrn.com/abstract=854025>>. Acesso em fevereiro de 2010.

BANERJEE, A.; DOLADO, J.; GALBRAITH, J.W.; HENDRY, D.F. Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data. In: Granger, C.W.J., Mizon, G.E. (Eds.), **Advanced texts in econometrics**, 1st ed. Oxford University Press, Oxford. 1993.

BARBOSA, C.. **Investigação econômica sobre o sistema brasileiro de defesa da concorrência, 2004 a 2005**. 205p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 2006.

BÄRDESEN, G. The Estimation of Long-Run Coefficients from Error-Correcting Models. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics** 51, 345–350. 1989.

BEZERRA, I. N.; SICHIERI, R. Características e gastos com alimentação fora do domicílio no Brasil. **Rev Saúde Pública** 2010;44(2):221-9. Disponível em <<http://www.scielo.br/pdf/rsp/v44n2/01.pdf>> Acesso em 13 de outubro de 2010.

BRAGANÇA, G. G. F. Poder de compra do café brasileiro nos EUA: Abordagem via demanda residual. Dissertação de Mestrado defendida na EPGE/FGV. 2003.

BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. ASSESSORIA DE GESTÃO ESTRATÉGICA. **PROJEÇÕES DO AGRONEGÓCIO: Mundial e Brasil até 2016/17**. Brasília, 2010. Disponível em: <http://extranet.agricultura.gov.br/pubacs_cons/ap_download_arquivo />. Acesso em: 25 de junho de 2010.

BRASIL. Ministério da Fazenda. **Guia para análise econômica de atos de concentração horizontal**. Disponível em:<Http://WWW.seae.fazenda.gov.br/central_documentos/Guias> Acesso em : fev de 2010. 2006a

BRESNAHAN, T.F., The Oligopoly Solution Concept is Identified. **Economic Letters** 19, 87-92. 1982.

BRESNAHAN, T.F.. Empirical Studies of Industries with Market Power. In: Handbook of Industrial Organization, V. 2, Chapter 17. 1989

BUENO, R.L.S. **Econometria de Séries Temporais**. 1. ed. São Paulo: Cengage. v. 1. 299 p. 2008

CARLTON, D. W; PERLOFF, J. M. **Modern Industrial Organization**. 4th ed. Upper Saddle River: Pearson. 822p. 2005.

CARVALHO, L.H. & AGUIAR, D.RD. Concentração de mercado e poder de monopólio na indústria brasileira de esmagamento de soja. **Revista de Economia e Agronegócios**, Viçosa, v.3, n.3, p. 323-48, 2005.

CEPEA- Centro de estudos avançados em economia aplicada: **Mesmo com frango barato, consumo de carne bovina não deve diminuir**: Migração de um tipo de carne para outro não deve ser tão intensa, por causa da renda maior do brasileiro.

02 de junho de 2010. Disponível em: <[http://www.estadao.com.br/noticias/suplementos,mesmo-com-frango-barato-consumo-de-carne-bovina-nao-deve-diminuir .htm](http://www.estadao.com.br/noticias/suplementos,mesmo-com-frango-barato-consumo-de-carne-bovina-nao-deve-diminuir.htm)> Acesso em: 21 de junho de 2010.

CHURCH. J; WARE. R. **Industrial Organization**: An Strategic Approach. New York: McGraw-Hill. 2000.

CLARKE, R.; DAVIES, S.W. Market structure and price-cost margins. **Economica**, v. 49, p. 277-287. 1982.

COMISSÃO EUROPÉIA. **Décimo sétimo relatório anual da comissão ao Parlamento Europeu sobre as actividades anti-dumping e anti-subsídios da Comunidade**, Bruxelas, 30 de Março de 1999. 148 FINAL. 1999. Disponível em: <http://ec.europa.eu/competition/state_aid/studies_reports/archive/rap7_pt.pdf> Acesso em 03 de março de 2010.

CORREA, P.; HERRERA, V.. **Estimación del Grado de competencia en la Industria Panameña de Distribución de Combustibles**. Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE). Documento de trabalho n°. 01. jun. 1999. Disponível em <http://www.seae.fazenda.gov.br/central_documentos/documento_trabalho/1999> Acesso em março de 2010.

DAVIDSON, R., MACKINNON, J., G. **Estimation and inference in econometrics**. 2 th ed., Oxford University Press, 875p. 1993.

DASKIN, A. J. Deadweight loss in oligopoly: A new approach. **Southern Economic Journal**, v. 58, n. 1, p. 171-185. 1991.

DEMSETZ, H. Industry structure, market rivalry and public policy. **Journal of Law and Economics**, (16), apr. 1973.

DEODHAR, S.Y.; PANDLEY, V. **Degree of Instant Competition: Estimation of Market Power in Indian's Instant Coffe Market**. Indian Institute of Management. Working Paper n° 2006-10-02. p.1-17, 2006. Disponível em:<http://www.iimahd.ernet.in/publications/data/2006-10-02_sdeodhar.pdf>. Acesso em: 13 de março de 2010.

DEODHAR, S. Y; SHELDON, I.M. Market Power in the world market for soymeal exports. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, vol. 22, issue 01. 1997.

DIXIT, A.; STERN, N. Oligopoly and welfare: a unified presentation with applications to trade and development. **European Economic Review**, v. 19, p. 123-143. 1982.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 433 p. 1995.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 95 p. 2004

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-276. 1987.

EXAME. **Perdigão conclui compra da Batávia por R\$ 155**. 2007. Disponível em:
<<http://portalexame.abril.com.br/negocios/m0144947.html>> Acesso em: 12 fev. 2010.

FARINA, E. M. M. Q. ; NUNES, R. ; FARINA, T. M. Q. . Comportamento dos Preços e Identificação do Mercado Relevante: o caso CVRD. In: César Mattos. (Org.). **A Revolução Antitruste no Brasil 2: a teoria econômica aplicada a casos concretos**. 1 ed. São Paulo: Singular, p. 95-118. 2008.

FIÚZA, E. P. S. Estudos Econométricos em Organização Industrial no Brasil. In: LISBOA, M. B.; MENEZES FILHO, N. Orgs.). **Microeconomia e Sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: FGV. 2001.

FORNI, M. Using stationarity tests in antitrust market definition. **American Law and Economics Review**, Oxford, v.6, n.2, p.441-464. 2004.

GAMA, M.M; RUIZ, R.M. A práxis antitruste no Brasil: uma análise do CADE no período de 1994-2004. **Economia e Sociedade**, Campinas, v.16, nº 2 (30), p. 233-258, ago. 2007.

GARCIA, L.A.F; FERREIRA E FILHO, J. S. Economia de escala na produção de frangos de corte no Brasil. **Revista de Economia e sociologia Rural**. Brasília, vol. 43, nº 3, p.465-483, 2005

GENESOVE, D.; MULLIN, W.P. Testing Static Oligopoly Models: Conduct and Cost in the Sugar Industry, 1890-1914. **RAND Journal of Economics**, v. 29, p. 355-377. 1998.

GENESOVE, D. Comment on Forni's "using stationarity tests in antitrust market definition". **American Law and Economics Review**, v. 6, n. 2, p. 476-478, 2004

GREENE, William H. *Econometric analysis*. 6.ed. New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2008.

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica**. Editora Campus. 4ª edição. 2006.

HALDRUP, N. **Empirical analysis of price data in the delineation of the relevant market in competition analysis**. Aarhus: Department of Economics. 2003. 57 p. (Working Paper, 2003-09). Disponível em <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=429120> Acesso em: fevereiro de 2010.

HALDRUP, N.; MOLLGAARD, P.; NIELSEN, C. K. **Sequential versus simultaneous market delineation: the relevant antitrust market for salmon**. Mar. 2005. P.23 (working paper, 05-2). Disponível em: <http://www.ccp.uea.ac.uk/public_files/workingpaper/CCP05-2.pdf> Acesso em fevereiro de 2010.

HARBERGER, A. C. Monopoly and resource allocation. **American Economic Review**, v. 44, n. 2, p. 77-87, may. 1954.

HJALMAESSON, E. **Nord Pool: A Power Market Without Market Power**. Department of Economics Goteborg University. (Working Papers in Economics n. 28) 2000. Disponível em: <<http://swopec.hhs.se/gunwpe/papers/gunwpe0028.pdf>>. Acesso em 06 abril de 2010.

HOSKEN, D.; TAYLOR, C.T. Discussion of using stationarity tests in antitrust market definition. **American Law and Economics Review**, v. 6, n. 2, p. 465-475, 2004.

HORIZONTAL MERGER GUIDELINES. In: United States. Department of Justice and Federal Trade Commission, Apr. 8, 1997.

HOVENKAMP, H. **Antitrust**. 2. ed. St. Paul (Minn): West Publ. 1994.

HSIAO, C. "Cointegration and Dynamic Simultaneous Equations Models," **Econometrica**, 65(3): 647-670. 1997

IEA - Instituto de Economia Aplicada. **Frigoríficos: Sadia Fecha Acordo com Nicolini no RS. 2005. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/out/verTexto.php?codTexto=3556> Acesso em: 12 fev.2010.**

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control** 12, 231–254. 1988.

JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with application to the demand for money. **Oxford Bulletin on Economics and Statistics**, v. 52, n. 1, p. 169-210, 1990.

JOHNSTON, J.; DINARDO. **Econometric Methods**. 4th edition. McGraw-Hill, Lisboa, 1997.

JOHNSTON, J. & DINARDO, J. **Métodos Econométricos**. 4th edition McGraw-Hill, Lisboa, 2001.

KARP, L.S., PERLOFF, J.M. Dynamic Oligopoly in the Rice Export Market. *Review of Economics and Statistics* 71: 462-70, 1989.

LANNE, M.; LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis** , v. 23, p. 667-685. 2002.

LAU, L.J.. On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data. **Economics Letters** 10, p. 93-99. 1982.

LOVADINE, D. **Estudo empírico da conduta competitiva das companhias aéreas brasileiras**. Dissertação (mestrado em Engenharia de Infra- Estrutura Aeronáutica) Instituto Tecnológico de Aeronáutica :ITA, São Paulo. 2006.

MARGARIDO, M. A. Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no Estado de São Paulo. Instituto de Economia Agrícola. **Coleção Estudos Agrícolas 6**. São Paulo-SP. 1998.

MARTIN, S. **Industrial Economics** – Economic Analysis and Public Policy. 2. ed. New Jersey: Prentice Hall. 638 p. 1993.

MARTIN, S. **Advanced Industrial Economics**. US: Blackwell Publishing. 2001.

MARTINS, S. S. Cadeias **produtivas do frango e do ovo: avanços tecnológicos e sua apropriação**. Tese de Doutorado. Fundação Getúlio Vargas. São Paulo-SP. 1996.

MARTINELLI, O.; SOUZA, J. M. de. **Relatório setorial preliminar** – setor: carne de aves. Rio de Janeiro: FINEP. 26 p. 2005.

MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M.; GREEN, J. **Microeconomic theory**. Oxford University Press. 1995.

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

MATOS, O. C. **Econometria Básica: Teorias e Aplicações**. 2 ed. São Paulo: Atlas. 1997.

MAYORGA, R. D; TABOSA, F. J; MAYORGA, O, R. Análise econométrica da estrutura do mercado brasileiro da carne de frango. In: **Anais** do XLV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2007, Londrina/PR. Conhecimentos para a Agricultura do Futuro. v. 1. p. 1-13. 2007

MEDEIROS, N. H.; REIS, S. V. dos. Competitividade e Concentração industrial na cadeia alimentar da soja. In: **Anais** do XXXVII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. Foz do Iguaçu, ago. 1999.

MEDEIROS, N.H; SOUZA, F. Estrutura, conduta e desempenho de mercado da avicultura paranaense: um estudo de sua organização industrial recente. In: **XLVII** Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2009, Porto Alegre, 26 a 30 de julho de 2009.

MELLO, M. T. L. **Defesa da Concorrência no Setor Elétrico**. Versão modificada do trabalho preparado para o Projeto “As Participações Acionárias de Concessionárias do Setor Elétrico e o Controle das Condições de Concorrência. FIPE/ANEEL. Março de 1999. s/l, mimeo. 1999.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 535 p. 2004.

NAKANE, M., M. I. A test of competition in Brazilian banking. **Estudos Econômicos**. v.32, n.2, p.203 – 224. 2002

OLIVEIRA, G., FILHO, E. M.G, VALLADARES, F., E., C.. Técnicas econométricas para a delimitação de mercados relevantes geográficos: aplicação para Petroquímica. In: César Mattos. (Org.). **A Revolução Antitruste no Brasil**. Singular, v. 2. p. 117-129. 2003.

PITELLI, M. M. **Testes de preços para determinação de mercado relevante geográfico e de produto: uma aplicação empírica ao mercado brasileiro de compra de bovinos**. 2008. 156p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba. 2008.

POLLAK, R.A., WALES, T.J. **Demand system specification and estimation**. Oxford University Press, New York, Oxford. 1992.

POSSAS, M. L. “Os conceitos de mercado relevante e de poder de mercado no âmbito da defesa da concorrência”. **Revista do IBRAC**, 3 (5). 1996.

RESENDE, M. , ISSLER, J.V. , CYSNE, R. , Demanda por cerveja no Brasil: Um estudo econométrico, **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.31, nº 2, pp. 249-268, 2001.

SALGADO, L. H. O caso Kolynos-Colgate e a introdução da economia antitruste na experiência brasileira. In: César Mattos. (Org.). **A Revolução Antitruste no Brasil**. Singular, v. 2. p. 29-66. 2003.

SANTANA, A.C; RIBEIRO, D.T. Sistema de demanda de carnes no Brasil: Modelo de equação aparentemente não-relacionada. **Anais**. 46º Congresso da SOBER. Rio Branco-Acre, 20 a 23 de julho de 2008, Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. 2008.

SCHMALENSSEE, R. Inter-Industry Studies of Structure and Performance. In **Handbook of Industrial Organization**. eds. R. Schmalensee and R. Willig, Amsterdam: North-Holland. 1989.

SCHMIDT, C. A. J. Como a relação entre as elasticidades cruzada e renda sobre a elasticidade preço da demanda pode auxiliar as análises antitruste na definição do mercado relevante e da possibilidade do exercício do poder de Mercado. **Documento de Trabalho nº 06**. Fev. 2001. Disponível em: < www.seae.fazenda.gov.br/central_documentos/.../doctrab06.pdf >. Acesso em 18 de março de 2010.

SCHMIDT, C. A; LIMA, M. A. A Perda do Peso Morto e a Elasticidade-preço da Demanda do Setor Siderúrgico no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 1, p. 127-147, Janeiro-Março. 2006.

SHEPHERD, W. G. **The Economics of Industrial Organization**. Illinois: Waveland Press, 447 p. 1999.

SINDICATO DAS INDÚSTRIAS DE PRODUTOS AVÍCOLAS DO ESTADO DO PARANÁ- SINDIAVIPAR. 2010.

STEEN, F., SALVANES, K.G. Testing for market power using a dynamic oligopoly model. **International Journal of Industrial Organization**. v.17, n. 1, p. 147–177. 1999.

STIGLER, G. J.; SHERWIN, R. A. The extend of the market. **Journal of Law and Economics**, Chicago, v.45, n.1, p.29-63. 1985.

STOCK, J. “Unit roots, structural breaks and trends” *in* R. Enyle and D. McFadden **Handbook of Econometrics, Volume IV**, Harvard University, Chapter 46, Elsevier Science. 1994.

SUGANUMA, R. Sistema de equações simultâneas. In: VASCONCELOS, M.A.S. e ALVES, D. (Org). **Manual de Econometria**. São Paulo:USP, p. 163-198. 2000.

SUSANTO, D. **Measuring the Degree of Market Power in the Export Demand for Soybean Complex**. Louisiana: Department of Agricultural Economics and Agribusiness, 2006. 180p. (Tese).

TODA, H.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, n. 66, p. 225-250, 1995.

TUROLLA, F. A.; LOVADINE, D.; OLIVEIRA, A. V. M.. Competição, Colusão e Antitruste: estimação da conduta competitiva de companhias aéreas. **Revista Brasileira de Economia**, v.60, n.4, p.425-459, out./dez. 2006.

UNIÃO BRASILEIRA DE AVICULTURA.UBA. **Relatórios 2003/2008**. Brasília, 2010.

URSO. F.S.P.; BARRIONUEVO FILHO. A. Análise de poder de mercado no setor de carne bovina no Brasil: a relação entre pecuaristas e frigoríficos. **Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia**. Salvador, 9 a 12 de julho de 2008.

VARIAN, H. R. **Microeconomic analysis**. Third edition. W.W. Norton & Company Inc. 1992.

VASCONCELOS, M.A.S., ALVES, D. **Manual de econometria**. São Paulo: Atlas, 308 p. 2000.

VASSILOPOULOS, P. **Models the identification of Market Power in wholesale electricity markets.** University Paris IX Dauphine. Paris: Department of Economics and Agribusiness, 2003. 102p. (Tese).

WALDMAN, E. D., JENSEN, E. J. **Industrial Organization: theory and practice.** Boston, Pearson Education, 2007

WEDER, G., J.; FROEB., L. M.. Correlation, causality, and all jazz: the inherent shortcomings of price tests for antitrust market delineation. **Review of Industrial Organization**, Amsterdam, v.8, n. 1, p. 329-353. 1993.

ZEIDAN, R., **Ensaio sobre poder de Mercado.** 2005. 88p. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal do Rio de Janeiro – UFRJ, Rio de Janeiro. 2005.

ZEIDAN, R.; RESENDE, M.. **Measuring Market Conduct in the Brazilian Cement Industry: A Dynamic Econometric Investigation.** In: Scottish Economic Society Annual Conference, 2006, Perth. Scottish Economic Society Annual Conference Programme. Perth: Scottish Economic Society. 2006.

ANEXOS

ANEXO A (Resultados da delimitação do mercado relevante)

Tabela 1A – Resultados do teste ADF a partir do procedimento descrito em Enders (1995), janeiro de 2003 a outubro de 2009

	Nível		Primeira diferença		Conclusão
	Defasagens	t	Defasagens	t	
PfraSP	0	-3,278	1	- 7,970***	I(1)
PboiSP	1	0,652	0	- 6,506***	I(1)
PfraPOA	2	-3,121	1	-8,561***	I(1)
PboiPOA	2	1,047	1	-6,152***	I(1)
PfraPR	2	-2,792	1	-9,134***	I(1)
PboiPR	1	0,697	0	-5,205***	I(1)
PfraBH	0	-3,503	0	-9,935***	I(1)
PboiBH	0	0,643	0	-8,065***	I(1)
PfraGO	0	-3,561	2	-7,368***	I(1)
PsuGO	2	0,869	1	-4,319***	I(1)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (***) significativo a 1% (os valores críticos de cada modelo ver tabela 8B, Anexo).

TABELA 2A - Resultados do teste de raiz unitária DF-GLS para as variáveis no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009

(Continua)

Variáveis	Termos	Estatística de teste	Valores Críticos			Conclusão
			Determinísticos*	1%	5%	
São Paulo - SP						
Q	C,T	-1,52	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	0,40	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
P	C,T	-2,83	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-1,01	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
Y	C,T	-3,88	-3,66	-3,10	-2,80	I(0)
	C	0,10	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
B	C,T	-1,37	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-1,25	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
PZ	C,T	-1,93	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-0,89	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
EE	C,T	-1,30	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-0,45	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
F	C,T	-3,26	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-1,88	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
Porto Alegre-RS						
Q	C,T	-3,50	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-,133	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
P	C,T	-2,73	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-0,68	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
B	C,T	-1,73	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-1,49	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
Y**	C,T	-2,56	-3,69	-3,13	-2,83	I(1)
	C	-2,25	-2,60	-1,95	-1,63	I(1)
PZ	C,T	-2,05	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-0,31	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
EE	C,T	-1,82	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-0,78	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
MDO	C,T	-2,04	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	0,24	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
F	C,T	-3,66	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-1,94	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)

TABELA 2A - Resultados do teste de raiz unitária DF-GLS para as variáveis no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009

(Continua)

Variáveis	Termos determinísticos	Estatística de teste	Valores Críticos			Conclusão
			1%	5%	10%	
Oeste paranaense-PR						
Q	C,T	-2,59	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	0,49	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
P	C,T	-2,75	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-0,22	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
B	C,T	-1,29	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-1,22	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
Y	C,T	-3,88	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	0,10	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
PZ	C,T	-1,74	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-0,62	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
EE	C,T	-1,82	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-0,78	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
F	C,T	-2,84	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-2,04	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
Belo Horizonte-MG						
Q	C,T	-3,91	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-0,04	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
P	C,T	-3,07	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-1,09	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
B	C,T	-1,78	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-1,63	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
Y	C,T	-3,88	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	0,10	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
PZ	C,T	-2,21	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-0,15	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
EE	C,T	-1,49	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-0,53	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
F	C,T	-3,52	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-0,64	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)

TABELA 2A - Resultados do teste de raiz unitária DF-GLS para as variáveis no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009

Variáveis	Termos	Estatística	Valores Críticos		Conclusão	
Goiânia -GO						
Q	C,T	-2,02	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	0,24	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
P	C,T	-0,96	-3,68	-3,12	-2,82	I(1)
	C	0,61	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
S	C,T	-1,43	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-1,02	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
Y	C,T	-5,99	-3,66	-3,10	-2,80	I(0)
	C	-0,77	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
PZ	C,T	-1,09	-3,69	-3,13	-2,83	I(1)
	C	-0,36	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
EE	C,T	-1,48	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-1,11	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)
F	C,T	-1,84	-3,66	-3,10	-2,80	I(1)
	C	-0,76	-2,59	-1,95	-1,61	I(1)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota 1: * Representados por constante e tendência (C,T) e somente pela constante (C).

**Para a variável Y, no caso de Porto Alegre, aplicou-se o teste DF-GLS fixando o número de defasagens em 11. Ressalta-se que, ao aplicar o teste DF-GLS com o número de defasagens escolhido de forma aleatória com base no critério de Schwarz, os resultados indicaram que a série era estacionária em nível.

Nota 2: P representa o preço do frango inteiro congelado; Q a quantidade vendida do frango inteiro congelado; B representa o preço da carne de boi e S o preço da carne suína; PZ é o termo de interação; Y representa renda; F é o custo do frango vivo, EE é o custo da energia elétrica e MDO o custo da mão-de-obra. Para todas as praças a exceção de Goiânia, o termo de interação (PZ) é dado pelo produto entre o preço da carne de frango (P) e o preço da carne bovina (B). Para São Paulo, Oeste paranaense e belo Horizonte, a renda (Y) é dada pelo salário mínimo. Para Porto Alegre e Goiânia variável de renda (Y) é representada pelo índice de produção industrial dos respectivos estados. No caso do Goiânia o termo de interação (PZ) é formado pelo produto entre o preço da carne de frango inteiro congelado (P) e a renda (Y).

TABELA 3A - Resultados dos testes de seleção de defasagens, critérios AIC, SC e HQ

	Lag	AIC	SC	HQ
São Paulo-SP				
	0	-3.204658	-3.081058	-3.155306
	1	-6.128280	-5.881081*	-6.029576*
	2	-6.141507*	-5.770709	-5.993452
	3	-6.075406	-5.581008	-5.877998
	4	-5.991990	-5.373993	-5.745231
	5	-5.941730	-5.200134	-5.645619
	6	-5.992303	-5.127108	-5.646840
Porto Alegre-RS				
	0	1.848718	1.910517	1.873394
	1	-1.925145	-1.739746	-1.851117
	2	-2.144421	-1.835423	-2.021042
	3	-2.357527*	-1.924929*	-2.184795*
	4	-2.329323	-1.773126	-2.107240
	5	-2.242894	-1.563097	-1.971459
	6	-2.169027	-1.365631	-1.848239
Oeste paranaense-PR				
	0	2.162235	2.224034	2.186911
	1	-2.669325	-2.483926*	-2.595297
	2	-2.715764	-2.406765	-2.592384
	3	-2.828193	-2.395595	-2.655461*
	4	-2.762530	-2.206333	-2.540446
	5	-2.830931*	-2.151134	-2.559496
	6	-2.805956	-2.002560	-2.485169
Belo Horizonte - MG				
	0	1.994123	2.055923	2.018799
	1	-0.713174*	-0.527775*	-0.639146*
	2	-0.693551	-0.384552	-0.570171
	3	-0.670414	-0.237816	-0.497682
	4	-0.669619	-0.113422	-0.447535
	5	-0.585808	0.093989	-0.314373
	6	-0.514214	0.289182	-0.193427
Goiânia-GO				
	0	0.896788	0.958588	0.921464
	1	-3.091984*	-2.906585*	-3.017957*
	2	-3.011603	-2.702604	-2.888223
	3	-3.059489	-2.626892	-2.886758
	4	-3.062868	-2.506671	-2.840785
	5	-3.036367	-2.356570	-2.764932
	6	-2.943043	-2.139647	-2.622256

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: * indica a ordem de seleção da defasagem. Os valores em negrito indicam a ordem escolhida para a estimação do VAR, conforme teste de LM de autocorrelação.

Tabela 4A – Resultados do teste LM para autocorrelação nos resíduos do VAR selecionado

	Lag	Estatística de teste
São Paulo - SP		
	1	1.286125
	2	2.408334 ^{ns}
	3	1.645897
Porto Alegre - RS		
	1	0.880740
	2	0.892610
	3	2.109418 ^{ns}
Oeste paranaense-PR		
	1	8.007270
	2	5.596179 ^{ns}
	3	0.539711
Belo Horizonte-MG		
	1	0.484745
	2	0.769772 ^{ns}
	3	6.979985
Goiânia-GO		
	1	1.490068
	2	6.298089 ^{ns}
	3	4.793264

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *ns* indica não significativo e diz que a ordem do VAR selecionado está livre dos problemas relacionados a autocorrelação nos resíduos.

Tabela 5A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços do frango inteiro congelado para São Paulo-SP, em porcentagem

Mês	Desv.-padrão	Log(Pfsp)	Log(Pbsp)
1	0.087110	100.0000	0.000000
2	0.112104	97.00447	2.995526
3	0.120763	92.13991	7.860094
4	0.124863	87.37206	12.62794
5	0.127749	83.54940	16.45060
6	0.130055	80.61647	19.38353
7	0.131959	78.30827	21.69173
8	0.133583	76.42526	23.57474
9	0.134998	74.84780	25.15220
10	0.136244	73.50519	26.49481
11	0.137343	72.35267	27.64733
12	0.138313	71.35871	28.64129

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 6A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de boi para São Paulo-SP, em porcentagem

Mês	Desv.-padrão	Log(Pfsp)	Log(Pbsp)
1	0.031610	20.21542	79.78458
2	0.048713	20.10613	79.89387
3	0.060613	16.86729	83.13271
4	0.069444	13.93250	86.06750
5	0.076335	11.86005	88.13995
6	0.081890	10.45071	89.54929
7	0.086472	9.469610	90.53039
8	0.090322	8.761719	91.23828
9	0.093598	8.232553	91.76745
10	0.096410	7.824255	92.17575
11	0.098839	7.500877	92.49912

12	0.100945	7.239534	92.76047
----	----------	----------	----------

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 7A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de frango inteiro congelado para Porto Alegre - RS, em porcentagem

Mês	Desv.-padrão	Log(Pfpoa)	Log(Pbspoa)
1	0.065159	100.0000	0.000000
2	0.088931	99.12859	0.871415
3	0.092163	96.15199	3.848008
4	0.094194	92.22595	7.774050
5	0.096123	88.63955	11.36045
6	0.097796	85.64801	14.35199
7	0.099217	83.22029	16.77971
8	0.100494	81.34831	18.65169
9	0.101609	79.95262	20.04738
10	0.102481	78.89989	21.10011
11	0.103141	78.11028	21.88972
12	0.103649	77.53423	22.46577

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 8A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de boi para Porto Alegre - RS, em porcentagem

Mês	Desv.-padrão	Log(Pfspoa)	Log(Pbspoa)
1	0.028384	0.124256	99.87574
2	0.051535	0.070468	99.92953
3	0.064931	0.050573	99.94943
4	0.071945	0.324099	99.67590
5	0.076857	1.921990	98.07801
6	0.081178	4.101239	95.89876
7	0.084677	5.512536	94.48746
8	0.087238	6.219541	93.78046
9	0.089075	6.706776	93.29322
10	0.090430	7.181392	92.81861
11	0.091448	7.617521	92.38248

12	0.092196	7.948365	92.05163
----	----------	----------	----------

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 9A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de frango inteiro congelado para Oeste paranaense-PR, em porcentagem

Mês	Desv.-padrão	Log(Pfpr)	Log(Pbpr)
1	0.068232	14.69490	85.30510
2	0.089495	19.14060	80.85940
3	0.093450	22.77789	77.22211
4	0.094677	24.12009	75.87991
5	0.096361	24.08709	75.91291
6	0.097630	24.05487	75.94513
7	0.098367	24.34852	75.65148
8	0.098889	24.83699	75.16301
9	0.099352	25.36844	74.63156
10	0.099788	25.85508	74.14492
11	0.100198	26.26820	73.73180
12	0.100580	26.61596	73.38404

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 10A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de boi para Oeste paranaense-PR, em porcentagem

Mês	Desv.-padrão	Log(Pfpr)	Log(Pbpr)
1	0.020693	100.0000	0.000000
2	0.033710	97.43354	2.566457
3	0.043976	91.59133	8.408665
4	0.052400	85.70138	14.29862
5	0.059267	81.61383	18.38617
6	0.064846	79.29736	20.70264
7	0.069461	78.09850	21.90150
8	0.073377	77.45471	22.54529
9	0.076770	77.04156	22.95844
10	0.079748	76.71618	23.28382
11	0.082380	76.43400	23.56600

12	0.084713	76.18867	23.81133
----	----------	----------	----------

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 11A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de frango inteiro congelado para Belo Horizonte-MG, em porcentagem

Mês	Desv.-padrão	Log(Pfmg)	Log(Pbmg)
1	0.092864	22.07665	77.92335
2	0.115017	28.16033	71.83967
3	0.123526	32.20466	67.79534
4	0.127734	34.88319	65.11681
5	0.130302	36.71148	63.28852
6	0.132067	38.00449	61.99551
7	0.133354	38.94302	61.05698
8	0.134317	39.63567	60.36433
9	0.135046	40.15227	59.84773
10	0.135600	40.54030	59.45970
11	0.136023	40.83319	59.16681
12	0.136345	41.05507	58.94493

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 12A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de boi para Belo Horizonte-MG, em porcentagem

Mês	Desv.-padrão	Log(Pfmg)	Log(Pbmg)
1	0.043660	100.0000	0.000000
2	0.064185	96.42767	3.572329
3	0.077849	94.15473	5.845274
4	0.087229	92.92464	7.075358
5	0.093852	92.22706	7.772940
6	0.098636	91.80259	8.197412
7	0.102151	91.52798	8.472022
8	0.104764	91.34188	8.658120
9	0.106721	91.21148	8.788520
10	0.108196	91.11792	8.882083
11	0.109313	91.04964	8.950363

12	0.110160	90.99920	9.000804
----	----------	----------	----------

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 13A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de frango inteiro congelado para Goiânia-GO, em porcentagem

Mês	Desv.-padrão	Log(Pfgo)	Log(Psugo)
1	0.071507	100.0000	0.000000
2	0.095054	96.66236	3.337637
3	0.101100	93.85269	6.147310
4	0.102359	92.40236	7.597638
5	0.102767	91.71495	8.285049
6	0.103016	91.28952	8.710481
7	0.103246	90.93333	9.066674
8	0.103489	90.59498	9.405019
9	0.103733	90.26977	9.730230
10	0.103965	89.96325	10.03675
11	0.104180	89.67897	10.32103
12	0.104379	89.41711	10.58289

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 14A – Decomposição histórica da variância dos erros de previsão dos preços da carne de suíno para Goiânia-GO, em porcentagem

Mês	Desv,-padrão	Log(Pfgo)	Log(Psugo)
1	0.023455	11.81536	88.18464
2	0.034114	12.18057	87.81943
3	0.042000	13.57470	86.42530
4	0.048517	15.03227	84.96773
5	0.054059	16.14404	83.85596
6	0.058805	16.89529	83.10471
7	0.062900	17.39505	82.60495
8	0.066473	17.74209	82.25791
9	0.069622	17.99816	82.00184
10	0.072422	18.19697	81.80303
11	0.074929	18.35665	81.64335

12	0.077186	18.48766	81.51234
----	----------	----------	----------

Fonte: Dados da pesquisa.

ANEXO B (Resultados da determinação do grau de poder de mercado)

Tabela 1B – Matriz de correlação das variáveis independentes da equação de demanda e relação de oferta para São Paulo-SP

Equação de demanda					
	P	S	PZ	Y	B
P	1,00	0,35	0,62	-0,71	0,46
S	0,35	1,00	0,11	-0,39	0,41
PZ	0,62	0,11	1,00	0,10	0,66
Y	-0,71	-0,39	0,10	1,00	0,04
B	0,46	0,41	0,66	0,04	1,00
Relação de oferta					
	Q	F	EE	MDO	
Q	1,00	-0,70	-	-0,21	
F	-0,70	1,00	-	0,11	
EE	-	-	-	-	
MDO	-0,21	0,11	-	1,00	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 2B – Matriz de correlação das variáveis independentes da equação de demanda e relação de oferta para Porto Alegre-RS

Equação de demanda				
	P	Y	B	PZ
P	1,00	0,00	-0,20	0,73
Y	0,00	1,00	0,33	0,23
B	-0,20	0,33	1,00	0,52
PZ	0,73	0,23	0,52	1,00
Relação de oferta				
	Q	EE	F	MDO
Q	1,00	0,15	-0,30	-0,57
EE	0,15	1,00	-0,64	-0,47
F	-0,30	-0,64	1,00	0,73
MDO	-0,57	-0,47	0,73	1,00

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 3B – Matriz de correlação das variáveis independentes da equação de demanda e relação de oferta para o Oeste paranaense-PR

Equação de demanda						
	P	Y	S	PZ	B	
P	1,00	-0,82	0,31	0,90	0,23	
Y	-0,82	1,00	-0,37	-0,66	0,01	
S	0,31	-0,37	1,00	0,24	0,04	
PZ	0,90	-0,66	0,24	1,00	0,62	
B	0,23	0,01	0,04	0,62	1,00	
Relação de oferta						
	Q	EE	F	MDO		
Q	1,00	0,52	-0,39	-		
EE	0,52	1,00	-0,53	-		
F	-0,39	-0,53	1,00	-		
MDO	-	-	-	-		

Fonte: Resultados da pesquisa.

$$VIF_{PY} = \frac{1}{(1 - 0,82^2)} = 3,05$$

→ multicolineariedade aceitável

$$TOL_{PY} = (1 - 0,82^2) = 0,33$$

→ próximo de 1, multicolineariedade aceitável

$$VIF_{P,PZ} = \frac{1}{(1 - 0,90^2)} = 5,20$$

→ multicolineariedade aceitável

$$TOL_{P,PZ} = (1 - 0,90^2) = 0,19$$

→ próximo de 1, multicolineariedade aceitável

Tabela 4B – Matriz de correlação das variáveis independentes da equação de demanda e relação de oferta para Belo Horizonte - MG

Equação de demanda						
	P	S	PZ	Y	B	
P	1,00	0,30	0,91	-0,71	0,53	
S	0,30	1,00	0,67	-0,50	0,28	
PZ	0,91	0,67	1,00	-0,76	0,53	
Y	-0,71	-0,50	-0,76	1,00	-0,11	
B	0,53	0,28	0,53	-0,11	1,00	
Relação de oferta						
	Q	EE	F	MDO		
Q	1,00	0,65	-	-0,72		
EE	0,65	1,00	-	-0,56		
F	-	-	-	-		
MDO	-0,72	-0,56	-	1,00		

Fonte: Resultados da pesquisa.

$$VIF_{P,PZ} = \frac{1}{(1 - 0,91^2)} = 5,81$$

→ multicolineariedade aceitável

$$TOL_{P,PZ} = (1 - 0,91^2) = 0,17 \rightarrow \text{próximo de 1, multicolineariedade aceitável}$$

Tabela 5B – Matriz de correlação das variáveis independentes da equação de demanda e relação de oferta para Goiânia-GO

Equação de demanda				
	P	Y	PZ	S
P	1,00	-0,68	0,82	0,25
Y	-0,68	1,00	-0,15	0,03
PZ	0,82	-0,15	1,00	0,34
S	0,25	0,03	0,34	1,00
Relação de oferta				
	Q	EE	F	MDO
Q	1,00	0,07	-0,29	-0,63
EE	0,07	1,00	-0,46	-0,32
F	-0,29	-0,46	1,00	0,59
MDO	-0,63	-0,32	0,59	1,00

Fonte: Resultados da pesquisa.

$$VIF_{P,PZ} = \frac{1}{(1 - 0,82^2)} = 3,05$$

→ multicolineariedade aceitável

$$TOL_{P,PZ} = (1 - 0,82^2) = 0,33 \rightarrow \text{próximo de 1, multicolineariedade aceitável}$$

Tabela 6B – Resultados do teste ADF segundo o procedimento descrito em Enders (1995)

(continua)

Variável	Nível		Primeira diferença		Decisão
	Defasagem	$T_{calculado}$	Defasagem	$T_{calculado}$	
São Paulo - SP					
Q	2	-2,283	1	-11,285***	I(1)
P	0	-1,274	1	-7,904***	I(1)
B	0	-0,402	0	-7,100***	I(1)
Y	0	-3,890***	0	-	I(0)
PZ	0	-1,437	1	-8,233***	I(1)
F	0	-2,935	1	-7,052***	I(1)
EE	0	0,869	0	-9,616***	I(1)
Porto Alegre - RS					
Q	0	-7,545***	-	-	I(0)
P	3	-1,373	1	-8,618***	I(1)
B	2	0,187	1	-6,513***	I(1)
Y	0	-3,649***	-	-	I(0)
PZ	1	-3,336	1	-7,202***	I(1)

EE	0	-2,997	1	-9,370***	I(1)
F	0	-0,589	1	-7,650***	I(1)
MDO	1	-1,912	0	-12,540***	I(1)

Tabela 6B – Resultados do teste ADF segundo o procedimento descrito em Enders (1995)

Variável	Nível		Primeira diferença		Decisão
	Defasagem	$T_{calculado}$	Defasagem	$T_{calculado}$	
Oeste paranaense - PR					
Q	1	-3,365	2	-8,269***	I(1)
P	2	-1,412	1	-9,227***	I(1)
B	1	-0,164	0	-6,183***	I(1)
Y	0	-3,890***	-	-	I(0)
PZ	2	-1,305	1	-8,134***	I(1)
EE	0	-2,997	1	-9,370***	I(1)
F	0	-0,469	0	-8,009***	I(1)
Belo Horizonte - MG					
Q	1	-4,068	0	-17,377***	I(1)
P	0	-2,837	0	-10,403***	I(1)
B	0	-0,297	0	-8,056***	I(1)
Y	0	-3,890***	0	-	I(0)
PZ	0	-1,337	0	-9,412***	I(1)
EE	0	0,869	0	-9,616***	I(1)
F	0	-0,696	0	-8,023***	I(1)
Goiânia - GO					
Q	0	-8,306***	-	-	I(0)
P	0	-1,124	2	-7,474***	I(1)
Y	0	-6,022***	-	-	I(0)
PZ	0	-4,156***	-	-	I(0)
S	0	0,706	1	-5,101***	I(1)
EE	0	0,048	1	-8,514***	I(1)
F	0	-3,081	0	-8,469***	I(1)
MDO	1	-1,368	1	-10,109***	I(1)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (***) indica significativo a 1% (os valores críticos de cada modelo ver tabela 1 B, Anexo B).

Tabela 7B – Resumo das estatísticas calculadas para o teste ADF obtida a partir do procedimento descrito em Enders (1995)

(continua)

<i>Séries</i>	τ_{τ}	$\tau_{\beta\tau}$	$\tau_{\alpha\tau}$	τ_{μ}	$\tau_{\alpha\mu}$	τ
São Paulo-SP						
Q	-2,362	1,400	2,871	-2,283	2,651	1,667
P	-3,274	-1,934	3,000	-2,648	2,440	-1,274
B	-1,597	1,427	1,269	-1,584	1,569	-0,402
Y	-3,890	3,641***	3,984***	-1,302	1,507	1,323
PZ	-2,490	-0,535	1,923	-2,588	2,828	-1,437
F	-3,363	-1,601	3,216	-2,935	2,844	-0,842
EE	-1,701	0,066	2,026	-2,050	2,184	0,869
Porto Alegre-RS						
Q	-7,545***	2,839	7,060	-6,720***	6,672***	-0,151
P	-3,357	-2,274	3,182	-2,477	2,330	-1,373
B	-2,112	1,557	2,058	-1,434	1,464	0,187
Y	-3,790	1,024	3,764	-3,649***	3,648**	0,022
PZ	-2,711	-0,087	2,424	-3,336	3,242***	-0,827
EE	-3,295	1,447	3,385	-2,997	3,039	0,785
F	-3,619	-2,511	3,554	-2,531	2,486	-0,589
MDO	-2,405	-1,821	2,317	-1,730	1,607	-1,912
Oeste paranaense - PR						
Q	-3,365	3,110	2,950	-0,766	1,220	1,537
P	-3,098	-2,394	2,931	-1,981	1,77	-1,412
B	-1,501	0,956	1,308	-1,410	1,401	-0,164
Y	-3,890	3,641***	3,984***	-1,302	1,507	1,323
PZ	-2,506	1,040	2,141	-2,380	2,145	-1,305
EE	-3,295	1,447	3,385	-2,997	3,039	0,785
F	-2,931	-1,803	2,867	-2,278	2,235	-0,469
Valores Críticos						
(***)1%	-4,04	3,53	3,78	-3,51	3,22	-2,6
(**)5%	-3,45	2,79	3,11	-2,89	2,54	-1,95
(*)10%	-3,15	2,38	2,73	-2,58	2,17	-1,61

Tabela 7B – Resumo das estatísticas calculadas para o teste ADF obtida a partir do procedimento descrito em Enders (1995).

<i>Séries</i>	τ_{τ}	$\tau_{\beta\tau}$	$\tau_{\alpha\tau}$	τ_{μ}	$\tau_{\alpha\mu}$	τ
Belo Horizonte - MG						
Q	-4,068***	4,044***	3,945***	-0,785	1,023	1,039
P	-3,611	-2,209	3,350	-2,837	2,643	-1,246
B	-1,971	0,760	1,764	-2,002	1,981	-0,297
Y	-3,890	3,641***	3,984***	-1,302	1,507	1,323
PZ	-2,87	-0,863	2,198	-2,661	2,390	-1,337
EE	-1,701	0,065	2,026	-2,050	2,184	0,869
F	-2,884	-1,779	2,798	-2,243	2,176	-0,696
Goiânia - GO						
Q	-8,306***	5,996***	7,574***	-0,370	0,611	1,495
P	-3,619	-2,521	3,450	-2,532	2,383	-1,124
Y	-6,022***	5,209***	6,046***	-1,575	1,629	0,582
PZ	-4,156***	-1,311	4,025***	-3,927***	3,857***	-0,777
S	-1,261	-0,113	1,340	-1,274	1,345	0,706
EE	-1,873	-0,931	2,083	-1,920	1,945	0,048
F	-2,865	-0,056	2,447	-3,081	2,907	-1,405
MDO	-2,644	-1,948	2,482	-1,842	1,655	-1,368
Valores Críticos						
(***)1%	-4,04	3,53	3,78	-3,51	3,22	-2,6
(**)5%	-3,45	2,79	3,11	-2,89	2,54	-1,95
(*)10%	-3,15	2,38	2,73	-2,58	2,17	-1,61

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%.

Tabela 8B - Resultados dos testes de seleção de defasagens, critérios AIC, SC e HQ para as equações dinâmicas da demanda para as cinco praças analisadas

	Lag	AIC	SC	HQ
São Paulo-SP				
	0	45.53813	45.69263	45.59982
	1	38.42971*	39.35670*	38.79985*
	2	38.58403	40.28352	39.26262
	3	38.69842	41.17041	39.68546
	4	45.53813	45.69263	45.59982
Porto Alegre-RS				
	0	39,28663	39,43997	39,34791
	1	33,98759	34,90761*	34,35527*
	2	33,83534*	35,52205	34,50943
	3	33,96295	36,41635	34,94345
	4	34,06736	37,28745	35,35427
	5	34,30418	38,29096	35,89749
Oeste paranaense-PR				
	0	46.50792	46.66242	46.56961
	1	38.98426	39.91125*	39.35440*
	2	38.89681	40.59630	39.57540
	3	39.07131	41.54330	40.05835
	4	39.23735	42.48183	40.53283
	5	38.84832	42.86530	40.45225
	6	38.58675*	43.37622	40.49913
Belo Horizonte - MG				
	0	40.67161	41.13511	40.85668
	1	38.09202*	39.32801*	38.58554*
	2	38.43852	40.44701	39.24049
	3	38.52479	41.30578	39.63521
	4	38.59093	42.14442	40.00980
	5	38.77040	43.09638	40.49771
Goiânia-GO				
	0	46,03392	46,18726	46,09520
	1	40,91159*	41,83162*	41,27928*
	2	40,98927	42,67599	41,66337
	3	41,18023	43,63363	42,16073
	4	41,22767	44,44776	42,51457
	5	41,28978	45,27656	42,88309

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: * indica a ordem de seleção da defasagem. Os valores em negrito indicam a ordem escolhida para a estimação do VAR, conforme teste de *LM* de autocorrelação.

Tabela 9B – Resultados do teste LM para autocorrelação nos resíduos do VAR selecionado para as demandas dinâmicas referentes às cinco praças

	Lag	Estatística de teste
São Paulo - SP		
	1	20.43710
	2	25.09849
	3	28.10705
	4	33.54783 ^{ns}
Porto Alegre - RS		
	1	28,68950
	2	32,04671 ^{ns}
	3	24,13208
	4	25,60913
Oeste paranaense-PR		
	1	27.61803
	2	28.38977 ^{ns}
	3	25.15568
	4	19.46205
Belo Horizonte - MG		
	1	37.15433
	2	41.43648
	3	30.66860 ^{ns}
	4	18.34175
Goiânia-GO		
	1	26,63039
	2	31,03933 ^{ns}
	3	27,18295

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *ns* indica não significativo e diz que a ordem do VAR selecionado está livre dos problemas relacionados a autocorrelação nos resíduos.

Tabela 10B - Resultados dos testes de seleção de defasagens, critérios AIC, SC e HQ para as relações de oferta para cada uma das cinco praças estudadas

	Lag	AIC	SC	HQ
São Paulo-SP				
	0	45.59351	45.74801	45.65520
	1	40.25917	41.18616*	40.62930*
	2	40.24104	41.94053	40.91963
	3	40.17628	42.64827	41.16332
	4	40.15827*	43.40275	41.45375
	5	40.22396	44.24094	41.82790
	6	40.23550	45.02497	42.14788
Porto Alegre-RS				
	0	58,82976	59,01377	58,90330
	1	54,55516	55,84320*	55,06992*
	2	54,44731	56,83938	55,40329
	3	54,47145	57,96755	55,86866
	4	54,46128	59,06141	56,29971
	5	54,48319	60,18735	56,76285
	6	54,08436*	60,89256	56,80525
Oeste paranaense-PR				
	0	55.93441	56.08891	55.99610
	1	52.59116	53.51816*	52.96130
	2	52.14834*	53.84783	52.82692*
	3	52.30165	54.77363	53.28868
	4	52.49877	55.74325	53.79426
	5	52.75773	56.77471	54.36167
Belo Horizonte - MG				
	0	47.47145	47.62594	47.53314
	1	43.47427	44.40127*	43.84441*
	2	43.32794*	45.02743	44.00653
	3	43.48606	45.95805	44.47310
	4	43.87054	47.11502	45.16602
	5	43.91604	47.93302	45.51997
Goiânia-GO				
	0	47,30173	47,45507	47,36301
	1	42,80893	43,72896*	43,17662*
	2	43,06610	44,75282	43,74020
	3	42,87560	45,32901	43,85610
	4	43,02175	46,24184	44,30865
	5	43,10732	47,09410	44,70063
	6	42,55551*	47,30897	44,45522

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: * indica a ordem de seleção da defasagem. Os valores em negrito indicam a ordem escolhida para a estimação do VAR, conforme teste de *LM* de autocorrelação.

Tabela 11B – Resultados do teste LM para autocorrelação nos resíduos do VAR selecionado para cada uma das ofertas dinâmicas para as cinco praças

	Lag	Estatística de teste
São Paulo - SP		
	1	26.87275
	2	24.62418
	3	35.13005
	4	18.70040 ^{ns}
Porto Alegre - RS		
	1	37,97269
	2	42,10778
	3	32,95611
	4	43,70114
	5	39,94294 ^{ns}
Oeste paranaense-PR		
	1	26.72282
	2	28.39195
	3	33.46686 ^{ns}
	4	23.19877
Belo Horizonte - MG		
	1	29.53242
	2	27.54786 ^{ns}
	3	17.35563
	4	32.96882
Goiânia-GO		
	1	26,99021
	2	33,87398
	3	24,87935 ^{ns}
	4	19,74373

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *ns* indica não significativo e diz que a ordem do VAR selecionado está livre dos problemas relacionados a autocorrelação nos resíduos.

ANEXO C (DWL)

Tabela 1C- Participação de mercado das quatro maiores empresas da indústria brasileira de carne de frango inteiro congelado, no período de 2003 a 2007

Empresa /Ano	2003	2004	2005	2006	2007
Parcelas de mercado					
<i>Sadia</i>	12,92%	13,61%	14,21%	13,71%	15,07%
<i>Perdigão</i>	11,51%	11,77%	11,27%	11,10%	12,51%
<i>Seara</i>	6,63%	6,51%	6,26%	5,86%	5,59%
<i>Doux-Frangosul</i>	0	0	5,36%	5,00%	5,29%
CR4	31,06%	31,89%	37,10%	35,67%	38,46%
Participação relativa das quatro maiores empresas (pesos)					
<i>Sadia</i>	41,60%	42,68%	38,30%	38,44%	39,18%
<i>Perdigão</i>	37,06%	36,91%	30,38%	31,12%	32,53%
<i>Seara</i>	21,35%	20,41%	16,87%	16,43%	14,53%
<i>Doux-Frangosul</i>	0,00%	0,00%	14,45%	14,02%	13,75%
Média ponderada	11,05%	11,48%	10,70%	10,39%	11,51%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 2C- Receita total da indústria brasileira de carne de frango inteiro congelado, para o período de 2003 a 2007

Ano	São Paulo - SP	POA-RS	Oeste - PR	BH - MG	Goiânia
2003	114059121,75	117407325,44	130190889,86	51561083,36	55372918,00
2004	143566835,13	102535521,90	111380171,04	52784110,61	51826920,03
2005	135508697,49	101062009,34	124498769,59	49890406,09	54558852,01
2006	125156217,05	83165191,77	164344144,44	52335197,15	50698169,22
2007	145436080,89	93077678,31	177902504,24	58501802,35	54184997,87

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 3C- Resultados dos cálculos para os excedentes consumidores (EC), produtores (EP) e do DWL, no período de 2003 a 2007

Ano	São Paulo - SP	POA-RS	Oeste - PR	BH - MG	Goiânia-GO
Excedente Consumidor (EC)					
2003	23485964,63	19391381,94	13258470,96	4406286,64	3976185,45
2004	30780301,52	17631710,00	11808072,33	4695701,64	3874018,30
2005	26942500,72	16118361,67	12244357,73	4117515,75	3783638,47
2006	24120290,8	12857495,15	15668924,32	4187298,67	3408512,81
2007	31276003,99	16054002,07	18917645,11	5220108,15	4062539,05
Excedente Produtor (EP)					
2003	6870829,446	5677940,627	3887198,834	1047585,141	1166443,76
2004	9222156,702	5287729,425	3546200,336	1143588,37	1164182,38
2005	9434595,743	5648856,742	4296335,618	1171551,314	1328338,01
2006	8135454,922	5187132,488	5294935,394	1147390,978	1152415,10
2007	11299036,29	5805388,513	6850595,378	1532945,228	1472094,03
DWL					
2003	16615135,19	13713441,31	9371272,13	2523259,22	2809741,69
2004	21558144,82	12343980,58	8261872,00	2661698,32	2709835,93
2005	17507904,98	10469504,92	7948022,11	2165343,61	2455300,47
2006	15984835,88	7670362,67	10373988,93	2246116,29	2256097,70
2007	19976967,70	10248613,56	12067049,73	2697299,60	2590445,03
Variação do DWL no período					
2003	0	0	0	0	0
2004	4943009,63	-1369460,73	-1109400,13	138439,10	-99905,76
2005	-4050239,84	-1874475,65	-313849,89	-496354,71	-254535,46
2006	-1523069,10	-2799142,26	2425966,82	80772,68	-199202,77
2007	3992131,83	2578250,89	1693060,80	451183,30	334347,32
03-07	3361832,52	-3464827,76	2695777,61	174040,37	-219296,67

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os valores cálculos do EC, EP e DWL, para os anos de 2003 e 2004, referiram-se à apenas três empresas, haja vista que não foi possível obter valores de participações de mercado da empresa *Doux-Frangosul* para esses anos.