

**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO**  
**FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

**FUSÕES E AQUISIÇÕES NA INDÚSTRIA DE ALIMENTOS E BEBIDAS DO  
BRASIL: ANÁLISE DOS EFEITOS NOS PREÇOS AO CONSUMIDOR**

**Cláudia Assunção dos Santos Viegas**

**Orientador: Prof. Dr. Paulo Picchetti**

**São Paulo**  
**2006**

**Reitora da Universidade de São Paulo  
Profa. Dra. Suely Vilela**

**Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade  
Profa. Dra. Maria Tereza Leme Fleury**

**Chefe do Departamento de Economia  
Prof. Dr. Joaquim José Martins Guilhoto**

**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO**  
**FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

**FUSÕES E AQUISIÇÕES NA INDÚSTRIA DE ALIMENTOS E BEBIDAS DO  
BRASIL: ANÁLISE DOS EFEITOS NOS PREÇOS AO CONSUMIDOR**

Tese apresentada ao Departamento de  
Economia da Faculdade de Ciências  
Econômicas da Universidade de São  
Paulo como parte dos requisitos para a  
obtenção do título de Doutor em Teoria  
Econômica.

**Cláudia Assunção dos Santos Viegas**

**Orientador: Prof. Dr. Paulo Picchetti**

**São Paulo**  
**2006**

## FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Viegas, Cláudia Assunção dos Santos

Fusões e aquisições na indústria de alimentos e bebidas no Brasil :  
análise dos efeitos nos preços ao consumidor / Cláudia Assunção  
dos Santos Viegas. – São Paulo, 2006.

122 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2006

Bibliografia

1. Organização industrial 2. Concentração industrial 3. Preço  
ao consumidor I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Eco-  
nomia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 338.7

## AGRADECIMENTOS

A realização deste trabalho contou com diversas colaborações, sem as quais esta tarefa não teria sido concretizada.

Primeiramente, agradeço ao professor Paulo Picchetti, que admiro desde a graduação e pude contar com a valiosa orientação no doutorado. Agradeço seu profissionalismo e, em especial, a sua dedicação redobrada para orientar uma tese escrita à distância.

Agradeço à Profa. Elizabeth Farina, não só pelos importantes comentários durante a banca de qualificação do doutorado mas, principalmente, pelo exemplo de competência em tudo que faz, com alto rigor acadêmico, que sempre motivam a continuidade dos meus estudos. Registro aqui minha admiração e carinho por essa grande economista.

Ao Prof. Paulo Furquim, pelas excelentes aulas no final do mestrado e pelos comentários dados tanto na dissertação, que auxiliaram a evolução da tese, quanto na banca de qualificação do doutorado. Agradeço pela leitura atenta e pela constante disposição em ajudar.

À Sylvia Saes, com quem tive a sorte de trabalhar no início da minha formação e por quem cultivo forte estima e admiração desde sempre. Agradeço pela amizade, pelo carinho, pelo exemplo de vida a ser seguido, além da constante motivação e dos comentários feitos neste trabalho.

Às excelentes aulas de Raul Cristóvam, que incentivam muito o estudo da ciência econômica. Ao Prof. Heron do Carmo, pela ajuda desde o mestrado que contribuíram também com este trabalho. Aos professores Amaury Gremaud e Reynaldo Fernandes pelas proveitosas conversas em Brasília que auxiliaram conciliar este trabalho com as atividades no Ministério da Fazenda.

Ao André Sacconato, sempre presente desde a graduação mas que teve papel fundamental no doutorado, desde os estudos para o processo de seleção até o final do trabalho. Ao amigo de todas as horas Douglas Nakazone, pelas revisões e, principalmente, pela amizade sincera e duradoura e pelo constante incentivo.

Agradeço as sugestões de Ana Luísa Gouvêa Abras que muito contribuíram para a realização deste trabalho.

Aos amigos Francisco Pessoa e Carlos Urso, pelo bom humor e constante disposição em ajudar, em especial pelo auxílio com os dados do IBGE. Agradeço a ajuda de Fernando Camargo e o apoio de Raphael Castro, Dario Alexandre Guerrero, Maria Gabriela Fonseca Mazoni do Nascimento e Marcos Aurélio do Nascimento. À equipe do IBGE, em especial Sandra Coelho, Silvio Sales e Alexandre Brandão.

Agradeço os comentários e sugestões de Rodrigo Marino Sekkel. A ajuda do Prof. Carlos Azzoni, Rodrigo Lanna, Cláudia Vidal, Marco Antonio, Regina Helena Dantas Chacur, Augusto Gameiro, Cleber Zumkeller Sabonaro, Tatiana Farina, Elaine Toldo Pazello, Danilo Rabetti, Alexandre Liquidato, Silvia Fagá e Rubens Nunes.

Às amigas Renata Rosada e Júlia Valeri, cuja amizade recém descoberta foi de grande valia na reta final deste trabalho.

Ao gabinete e à equipe da Secretaria de Acompanhamento Econômico, do Ministério da Fazenda (SEAE-MF) que suportou meus momentos de ausência, em especial ao Marcelo Barbosa Santive; aos coordenadores gerais Bruno Sobral, Carlos Fonseca, Ernani Lustosa Kuhn, Marcelo de Matos Ramos e suas respectivas equipes.

Aos meus pais, Antonio e Celeste, pelas constantes lições de valores e caráter. À Maria de Fátima, pelos anos de dedicação e carinho. Às minhas irmãs Fátima e Vera pelo apoio e compreensão pelas minhas ausências recentes.

Dedico este trabalho ao Fabiano Monteiro, pessoa que escolhi para dividir os meus projetos de vida. Agradeço pela tolerância, compreensão e carinho, ingredientes fundamentais em tudo o que faço, e pela força que me permite manter a fé de que tudo sempre dará certo.

## **Resumo**

Na década de 1990 o Brasil passou por um intenso processo de fusões e aquisições (F&A) que alteraram a configuração do parque industrial. A indústria de alimentos e bebidas teve destaque nesse processo. A proposta deste trabalho é avaliar se as F&A afetaram os preços ao consumidor na indústria de alimentos e bebidas do Brasil. Isso é feito no capítulo 3, utilizando-se dados do IPC-FIPE (Índice de Preços ao Consumidor da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas), da PIA-IBGE (Pesquisa Industrial Anual do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) e do IPA-FGV (Índice de Preços no Atacado da Fundação Getúlio Vargas). Essa análise empírica é precedida por um estudo sobre a estrutura produtiva da indústria (Oferta – Capítulo 1) e um breve relato sobre as alterações recentes no mercado consumidor brasileiro (Demanda – Capítulo 2). Com isso, o trabalho oferece uma visão ampla sobre a indústria de alimentos e bebidas no Brasil, sinalizando mudanças após as fusões e aquisições, tanto na estrutura de oferta e demanda quanto no comportamento dos preços ao consumidor.

## **Palavras-Chave**

Indústria de alimentos e bebidas, fusões e aquisições, organização industrial, preços, eficiência, poder de mercado

## **Abstract**

In the nineties, Brazil has gone through an intense process of mergers and acquisitions (M&A), with significant impacts on the country's industrial plant. The Food and Beverage industry has had eminence in this process. This work intends to evaluate whether the M&A's have had an effect on consumer prices of the food and beverage industry. This is the content of chapter 3, making use of IPC-FIPE (Consumer Price Index of the Institute for Economic Research Foundation) and of the IPA-FGV (Producer Price Index of the Getúlio Vargas Foundation). The empirical analysis is preceded by a study of the productive structure of the industry (supply – chapter 1) and a brief description of the recent change in the Brazilian consumer market (demand – chapter 2). In this way, the study offers a broad view of the food and beverage industry in Brazil, indicating changes after the M&A's in the supply and demand structure as much as in the behavior of consumer prices.

## **Key words**

Food and drinks industry, mergers and acquisitions, industrial organization, prices, efficiency, market power



# SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO.....</b>	<b>1</b>
<b>CAPÍTULO 1 - A INDÚSTRIA DE ALIMENTOS E BEBIDAS NO BRASIL: OFERTA.....</b>	<b>3</b>
<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>3</b>
<b>2. FUSÕES E AQUISIÇÕES NA INDÚSTRIA DE ALIMENTOS E BEBIDAS DO BRASIL .....</b>	<b>4</b>
<b>3. CONCENTRAÇÃO DA INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ALIMENTOS.....</b>	<b>10</b>
<b>4. CONCENTRAÇÃO DAS REDES VAREJISTAS .....</b>	<b>12</b>
<b>CAPÍTULO 2 - A INDÚSTRIA DE ALIMENTOS E BEBIDAS NO BRASIL: DEMANDA .....</b>	<b>17</b>
<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>17</b>
<b>2. TRANSFORMAÇÕES RECENTES NO MERCADO CONSUMIDOR BRASILEIRO.....</b>	<b>18</b>
<b>3. MUDANÇAS NOS HÁBITOS DE CONSUMO: ANÁLISE DOS DADOS DA POF-IBGE .....</b>	<b>24</b>
<b>CAPÍTULO 3 – A INDÚSTRIA DE ALIMENTOS E BEBIDAS NO BRASIL: PREÇOS AO CONSUMIDOR .....</b>	<b>29</b>
<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>29</b>
<b>2. EVOLUÇÃO DOS ÍNDICES DE PREÇOS.....</b>	<b>30</b>
<b>3. CONCENTRAÇÃO DA INDÚSTRIA E PREÇOS AO CONSUMIDOR.....</b>	<b>34</b>
<b>3.1 REVISÃO DE LITERATURA.....</b>	<b>34</b>
<b>3.2 – ESTUDO DO CASO BRASILEIRO.....</b>	<b>41</b>
<b>3.2.1 SOBRE AS FUSÕES E AQUISIÇÕES .....</b>	<b>41</b>
<b>3.2.2 SOBRE AS VARIÁVEIS.....</b>	<b>48</b>
<b>3.3 – TESTE DE DIFERENÇAS DE MÉDIAS .....</b>	<b>50</b>
<b>3.4 – TESTE DE DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS (DID) .....</b>	<b>52</b>
<b>3.5 – INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS.....</b>	<b>60</b>
<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS .....</b>	<b>64</b>
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>66</b>

<b>ANEXOS .....</b>	<b>71</b>
<b>ANEXO 1 – INDÚSTRIA DA ALIMENTAÇÃO: FATURAMENTO LÍQUIDO E EXPORTAÇÃO .....</b>	<b>72</b>
<b>ANEXO 2 – EVOLUÇÃO DO CR10 NA INDÚSTRIA BRASILEIRA DE ALIMENTOS: 1986-2001.....</b>	<b>73</b>
<b>ANEXO 3 – AVALIAÇÃO DA CONDIÇÃO DE MORADIA EM RELAÇÃO A ALGUNS SERVIÇOS.....</b>	<b>75</b>
<b>ANEXO 4 – ALIMENTO CONSUMIDO PELAS FAMÍLIAS: QUANTIDADE E TIPO.....</b>	<b>76</b>
<b>ANEXO 5 – AQUISIÇÃO ALIMENTAR DOMICILIAR PER CAPITA ANUAL, EVOLUÇÃO DE 1987 A 2003.....</b>	<b>79</b>
<b>ANEXO 6 – AQUISIÇÃO ALIMENTAR DOMICILIAR PER CAPITA ANUAL POR GRUPOS E SUBGRUPOS, POF 2003.....</b>	<b>81</b>
<b>ANEXO 7 – MUDANÇAS ESTRUTURAIS EM “FABRICAÇÃO DE PRODUTOS ALIMENTÍCIOS E BEBIDAS”, SEGUNDO PIA-IBGE.....</b>	<b>85</b>
<b>ANEXO 8 – CORRESPONDÊNCIA ENTRE OS PRODUTOS DOS ATOS DE CONCENTRAÇÃO E O CÓDIGO CNAE .....</b>	<b>86</b>
<b>ANEXO 9 – CORRESPONDÊNCIA ENTRE IPC-FIPE E CNAE (PIA – IBGE).....</b>	<b>90</b>
<b>ANEXO 10 – CORRESPONDÊNCIA ENTRE IPA-FGV E CNAE (PIA – IBGE) .....</b>	<b>94</b>
<b>ANEXO 11 – RESULTADO DO TESTE DE DIFERENÇA DE MÉDIA .....</b>	<b>98</b>
<b>ANEXO 12 – RESULTADO DO TESTE DE DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS, COM VARIÁVEIS EXÓGENAS.....</b>	<b>99</b>
<b>ANEXO 13 – RESULTADO DO TESTE DE DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS, COM O IPA-FGV E VARIÁVEIS DA PIA-IBGE .....</b>	<b>105</b>
<b>ANEXO 14 – RESULTADOS DO PAINEL DINÂMICO.....</b>	<b>109</b>

## TABELAS

<b>Tabela 1.1: Concentração na indústria de alimentos (CR10, em %) .....</b>	<b>11</b>
<b>Tabela 1.2: Evolução do grau de concentração do setor de supermercados.....</b>	<b>13</b>
<b>Tabela 1.3: Participação das maiores empresas no total das vendas do varejo .....</b>	<b>14</b>
<b>Tabela 1.4: Evolução da estrutura do mercado de varejo de alimentos no Brasil....</b>	<b>15</b>
<b>Tabela 2.1: População total e proporção da população por sexo, grandes grupos de idade e situação de domicílio.....</b>	<b>19</b>
<b>Tabela 2.2: Alterações nas despesas de alimentos no Brasil.....</b>	<b>20</b>
<b>Tabela 2.3: Taxa de analfabetismo de pessoas de 15 ou mais anos de idade.....</b>	<b>20</b>
<b>Tabela 2.4: Distribuição da população brasileira, por região .....</b>	<b>21</b>
<b>Tabela 2.5: Ranking dos Estados Brasileiros por IDH.....</b>	<b>22</b>
<b>Tabela 2.6: Ranking das regiões metropolitanas brasileiras por IDH.....</b>	<b>22</b>
<b>Tabela 2.7: Ranking de Países, por IDH.....</b>	<b>23</b>
<b>Tabela 3.1: Classes da CNAE classificadas como grupo de tratamento (dfea=1).....</b>	<b>45</b>
<b>Tabela 3.2: Resumo das estatísticas das equações do anexo 12.....</b>	<b>57</b>
<b>Tabela 3.3: Resumo das estatísticas das equações do anexo 13.....</b>	<b>59</b>
<b>Tabela 3.4: Economias de escala para o SAG do Leite.....</b>	<b>62</b>
<b>Tabela 3.5: Economias de escala no esmagamento de soja .....</b>	<b>62</b>
<b>Tabela 3.6: Evolução do número de plantas para a indústria de cerveja norte-americana.....</b>	<b>63</b>

## GRÁFICOS

<b>Gráfico 1.1: Evolução de fusões e aquisições na indústria de alimentos e bebidas do Brasil (1994 a 2004) .....</b>	<b>5</b>
<b>Gráfico 1.2: Evolução relativa das exportações e da produção da indústria brasileira de alimentação.....</b>	<b>7</b>
<b>Gráfico 1.3: Evolução da produtividade de trigo, de 1960/1961 a 2005/2006 .....</b>	<b>9</b>
<b>Gráfico 1.4: Evolução da produtividade de soja, de 1987/1988 a 2004/2005.....</b>	<b>10</b>
<b>Gráfico 1.5: Evolução do CR10 para a indústria brasileira de alimentos (1986 a 2003).....</b>	<b>12</b>
<b>Gráfico 3.1: Índices nominais de preços agrícolas e de preços industriais (IPA-OG, Ago/94=100) .....</b>	<b>32</b>
<b>Gráfico 3.2: Índice Real de Preços ao Consumidor (base: agosto/94=100) .....</b>	<b>33</b>
<b>Gráfico 3.3: Índice Real de Preços ao Consumidor (base: agosto/94=100) .....</b>	<b>33</b>

# INTRODUÇÃO

A década de 90 assistiu a mudanças institucionais que impactaram a organização industrial do País e vêm gerando desdobramentos importantes até os dias de hoje. As modificações no conceito de empresa nacional permitiram o aumento da participação de capital estrangeiro no parque industrial brasileiro. A flexibilização de monopólios públicos e a desestatização possibilitaram e incentivaram o aumento da participação do setor privado em setores em que até então a produção ou a prestação de serviços eram predominantemente feitas pelo Estado.

Essas transformações institucionais, aliadas à consolidação da estabilidade de preços, criaram um ambiente favorável ao investimento tanto interno quanto externo. Nesse contexto, a indústria de alimentos e bebidas teve destaque. O grande potencial de crescimento da demanda no início do plano Real foi um importante motivador para novos investimentos no setor, impulsionando fusões e aquisições (F&A).

As transformações observadas na indústria de alimentos e bebidas podem produzir sinais contrários nos preços ao consumidor. O aumento de fusões e aquisições pode vir acompanhado de um incremento no poder de mercado e, conseqüentemente exercer uma pressão positiva nos preços. Porém, pode-se esperar que os ganhos de eficiência obtidos com a F&A possibilitem reduções nos custos que sejam repassados ao consumidor via queda nos preços.

Do lado da demanda os sinais também não são claros. Se o lançamento de novos produtos ou marcas, normalmente de maior valor agregado, pode tornar o consumidor mais propenso a preços elevados, a redução do intervalo de tempo entre compras resultado de um ambiente de preços mais estável, pode reduzir a fidelidade a marcas e aumentar a concorrência entre produtos, tornando o consumidor mais sensível a preços.

O objetivo principal deste trabalho é verificar se F&A afetam os preços ao consumidor na indústria brasileira de alimentos e bebidas.

O trabalho é feito em três capítulos. O capítulo 1 é dedicado à oferta, avaliando a consolidação do movimento de fusões e aquisições tanto na indústria de alimentos e

bebidas quanto no varejo. O capítulo 2 faz um breve relato sobre a demanda, verificando mudanças nos hábitos de consumo, via dados da POF (Pesquisa de Orçamento Familiar) do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Por fim, o terceiro capítulo estuda o comportamento dos preços ao consumidor, com dados do IPC (Índice de Preços ao Consumidor), da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE), variáveis da PIA (Produção Industrial Anual), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o IPA (Índice de Preços no Atacado), da Fundação Getúlio Vargas (FGV)

Esses três capítulos oferecem uma visão ampla sobre a indústria de alimentos e bebidas no Brasil, sinalizando mudanças tanto na estrutura de oferta e demanda quanto no comportamento dos preços ao consumidor.

# Capítulo 1 - A indústria de alimentos e bebidas no Brasil: Oferta

*Este capítulo investiga a situação atual da indústria de alimentos e bebidas no Brasil após as transformações ocorridas na década de 90, sobretudo o movimento de fusões e aquisições. O objetivo do capítulo é fazer o mapeamento da oferta, após a consolidação desses efeitos, analisando principalmente o nível de concentração da indústria e do varejo de alimentos.*

## **1. Introdução**

A indústria de alimentos teve destaque no total de fusões e aquisições ocorridas no Brasil desde a década de 90. Muitas dessas transações tiveram a presença de capital estrangeiro, via investimento estrangeiro direto (IED). Tais investimentos funcionam como fonte de entrada de capitais; desenvolvem atividades de maior valor agregado, dado o alto padrão de qualidade exigido para fornecimentos locais; possibilitam um incremento no comércio internacional facilitando o acesso do País ao mercado externo e conferem maior dinamismo ao mercado interno.

Em trabalho anterior<sup>1</sup>, foi possível verificar que os lançamentos de novos produtos e novas estratégias competitivas deram à indústria de alimentos maior dinamismo, mostrando que o IED pode ter uma contribuição expressiva no desenvolvimento tecnológico e organizacional do País hospedeiro. Como as empresas multinacionais (EMs) não estão explorando ganhos em Países com mercados protegidos, a concorrência se torna maior (em um cenário globalizado), o que aumenta a preocupação com ganhos de eficiência e, por consequência, com inovações tecnológicas e organizacionais observadas também nas indústrias nacionais. Dessa forma, a localização do IED se orienta tanto pelas vantagens competitivas da região hospedeira como pelo potencial de ganho de inovação e produtividade que ela oferece. Entrar por meio de F&A permite uma adaptação rápida aos hábitos locais, facilitando a inserção de produtos e

---

<sup>1</sup> Dissertação de mestrado defendida na FEA-USP em 2002, “Empresas Multinacionais na Indústria Brasileira de Alimentos”, sob a orientação da Profa. Dra. Elizabeth Farina.

marcas já existentes. A F&A permite à EM rápido acesso ao mercado nacional além de eliminar uma concorrente logo na entrada.

Nesse movimento de F&A muitas empresas nacionais da indústria de alimentos e bebidas, de estrutura familiar, estavam em processo de sucessão, o que facilitou ainda mais negociações de compra e venda de empresas, tanto por multinacionais quanto por empresas locais. Este capítulo traz um breve relato sobre a evolução dessa tendência, sinalizando seus impactos na oferta da indústria de alimentos e bebidas no Brasil.

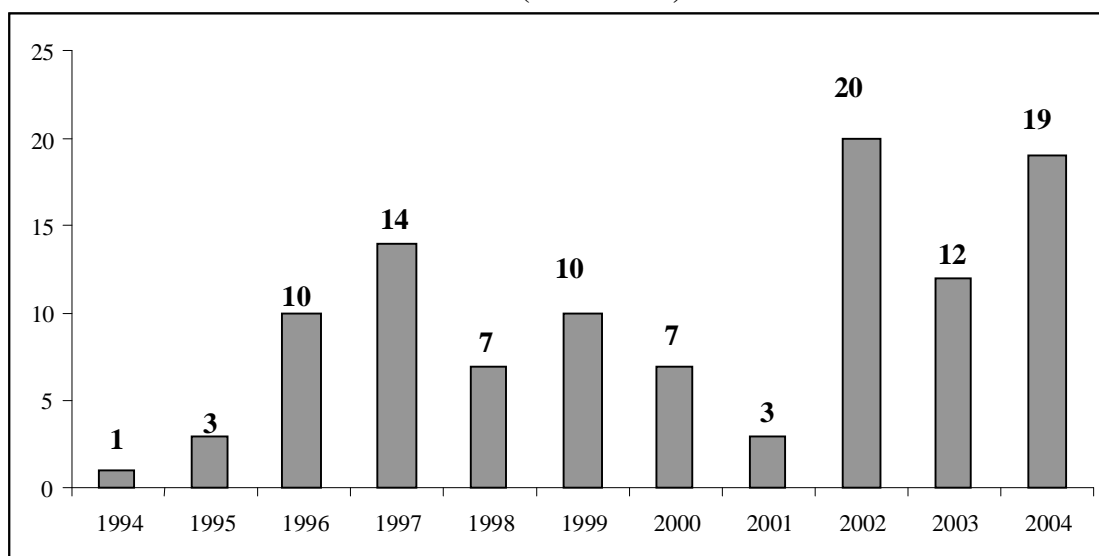
## ***2. Fusões e Aquisições na indústria de alimentos e bebidas do Brasil***

Desde 1994 até março de 2005 a indústria de alimentos e bebidas brasileira observou 109 atos de concentração, analisados pelo Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência (SBDC), segundo informações da SEAE (Secretaria de Acompanhamento Econômico), do Ministério da Fazenda. Muitas dessas operações passaram despercebidas pelo consumidor pois parte da estratégia de compra consiste em manter a marca da empresa adquirida para não afetar a escolha do consumidor fiel à marca original.

De 1994 a 2000 foram 52 casos. De 2001 até março de 2005 foram analisados 57 casos, dos quais 20 em 2002 e 19 em 2004. O gráfico 1.1 mostra a evolução das F&A na indústria de alimentos e bebidas no Brasil.



**Gráfico 1.1: Evolução de fusões e aquisições na indústria de alimentos e bebidas do Brasil (1994 a 2004)**



Fonte: SEAE (Secretaria de Acompanhamento Econômico) do Ministério da Fazenda, elaboração própria.

Várias razões podem ser citadas como motivação para essas F&A. No caso da indústria de alimentos e bebidas merece destaque a exploração de economias de escala e escopo muitas vezes resultantes de novos processos produtivos e a redefinição de rotinas organizacionais. O último ponto ganha ainda mais importância em empresas familiares, com problemas de sucessão. Neste caso, a F&A também pode representar a possibilidade de retorno na compra de participações em empresas subavaliadas<sup>2</sup>. (Belik, 1994: 60).

Ao longo de 2004 a CEPAL (Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe) realizou uma pesquisa em Países da América Latina, entrevistando as principais indústrias de alimentos, com o intuito de investigar novas estratégias dessas indústrias no mercado latino-americano. A pesquisa teve como título “Estratégias Competitivas das Empresas Transnacionais de Alimentos na América Latina e sua Contribuição ao Desenvolvimento Regional”. No Brasil foram contatadas empresas como Nestlé, Perdigão, Bunge, Cargill, Danone, Unilever, Kraft, Arcor além da ABIA (Associação Brasileira da Indústria de Alimentos).

<sup>2</sup> O item “Interpretação dos resultados” do capítulo 3 explora com mais detalhes razões e efeitos de F&A na indústria brasileira de alimentos e bebidas.

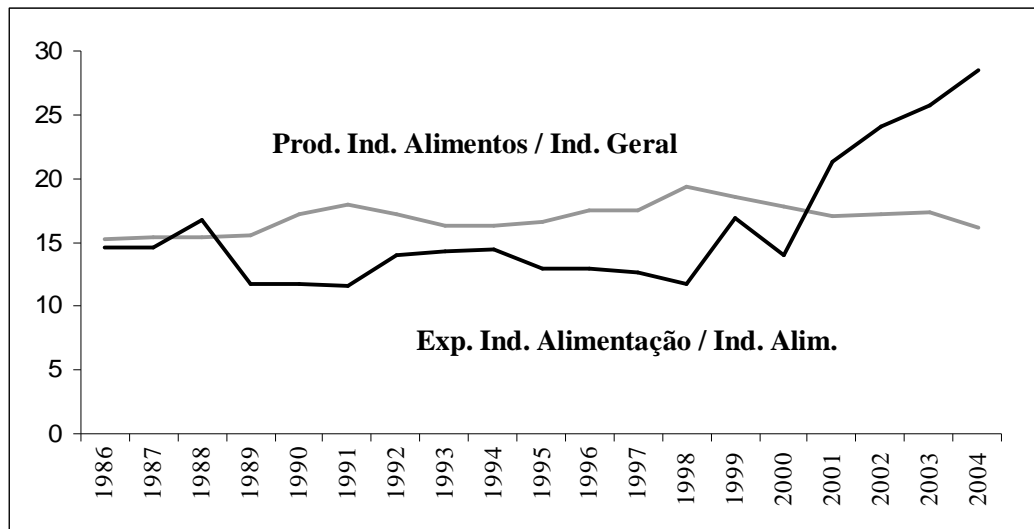
O que aparece como ponto comum entre as empresas que participaram da pesquisa é o impulso dado pelo movimento de abertura econômica, intensificado nos anos 90, bem como o forte movimento de fusões e aquisições que, juntamente com a estabilidade econômica, possibilitou a rápida expansão das multinacionais no mercado brasileiro. O Brasil apresenta vantagens frente aos demais Países da América Latina pelo tamanho do mercado nacional e relativa estabilidade do ambiente institucional. Além disso, as empresas multinacionais têm feito do Brasil uma base de exportação o que aumenta as exportações nacionais e possibilita à empresa multinacional administrar as vendas em momentos de crise do mercado interno. O mesmo vale para empresas nacionais que também contribuem para a expansão das exportações brasileiras e a consolidação nacional no mercado externo.

O gráfico 1.2 apresenta a evolução relativa das exportações da indústria de alimentos e bebidas no Brasil com relação ao total produzido por essa indústria. De fato, o destino da produção nacional de alimentos tem sido cada vez mais o mercado externo. De 1986 a 1994, o Brasil exportou em média 14% da produção da indústria de alimentação. Em 2001 esse valor chegou a 24,5% e em 2004 atingiu 29,5%<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup> Deve-se levar em consideração que a forte desvalorização do real frente ao dólar a partir de 2002 serviu de importante incentivo às exportações brasileiras por tornar o produto nacional mais competitivo no mercado externo. Porém, mesmo no final de 2005 e início de 2006, com o real fortemente valorizado em relação ao dólar, as exportações nacionais mantiveram-se aquecidas, demonstrando que o Brasil tem consolidado sua participação no mercado externo.

**Gráfico 1.2: Evolução relativa das exportações e da produção da indústria brasileira de alimentação**



Fonte: ABIA (Associação Brasileira das Indústrias de Alimentação).

Exportando produtos industrializados, as indústrias de alimentos também conseguem driblar as barreiras não-tarifárias à entrada existentes no mercado internacional para os produtos brasileiros *in natura*, como leite, que pode ser exportado como leite condensado<sup>4</sup>. Dessa forma, a empresa multinacional consegue ter acesso tanto ao leite quanto ao açúcar brasileiros, que apresentam vantagens competitivas notadamente quando se compara o Brasil com os Países de origem das empresas multinacionais em alimentos. O anexo 1 reúne informações da ABIA que traduzem a evolução da indústria da alimentação (alimentos e bebidas) do Brasil de 1986 a 2004. Enquanto a média da participação relativa da indústria de alimentos no PIB (Produto Interno Bruto) caiu passando de 11,18% entre 1986-1989 para 9,64% entre 2000 e 2004 a participação relativa na produção da indústria geral aumentou, passando de 11,18% para 17,13%, respectivamente.

<sup>4</sup>Deve-se considerar a importância das barreiras tarifárias sobre os produtos industrializados. Muitas vezes os produtos industrializados são taxados de forma mais expressiva que os produtos *in natura*, como é o caso do café. Na União Européia, por exemplo, o café em grão não é taxado mas o café solúvel tem taxa de 9%. Outro exemplo é o açúcar brasileiro no Japão, que apresenta uma estrutura tarifária progressiva de acordo com o valor agregado. As alíquotas variam desde 5,30 ienes/kg até 103,1 ienes/kg. Isso significa uma tarifa *ad valorem* entre 118,03% e 344,72%.

(fonte: <http://www.desenvolvimento.gov.br/sitio/secex/negInternacionais/barExtInfComerciais/exeBarExpBrasileira.php>, acessado em 02 de abril de 2006).

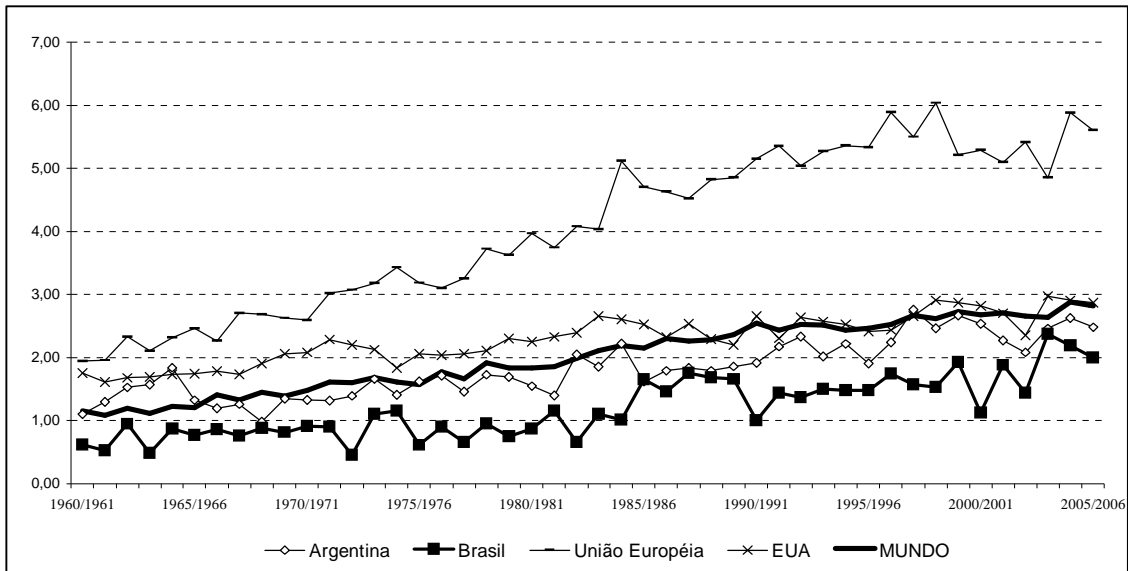
Bliska & Guilhoto (2000) identificam as relações entre as exportações brasileiras de carnes e variáveis macroeconômicas da economia brasileira. Por meio de um VAR (Vetor Auto-regressivo), os autores avaliam os impactos de alterações nas variáveis macroeconômicas domésticas e externas sobre as exportações brasileiras de carnes bovinas e de aves. Com os resultados do VAR, os autores constroem um modelo de insumo-produto para avaliar as mudanças nos níveis de importância dos diferentes setores produtivos especialmente, dos setores de produção e de abate e processamento animal. Os resultados do trabalho indicam que alterações nas variáveis macroeconômicas podem causar impactos sobre as “exportações de carnes, as quais podem afetar a economia brasileira principalmente nos setores de produção de milho, produção de bovinos, aves e outros animais, outros produtos agropecuários, química, farmácia e veterinária, produtos plásticos, abate e processamento de animais, outros produtos alimentícios, comércio e transporte”. (Bliska & Guilhoto, 2000: 01).

Disponibilidade de matéria-prima e ganhos de produtividade na agricultura também impulsionam a indústria brasileira de alimentos e bebidas. A agricultura brasileira vem apresentando ganhos de produtividade nos últimos anos, com forte aumento da produção sem correspondente aumento na área plantada. O gráfico 1.3 mostra a evolução da produtividade do trigo, nas safras de 1960/61 a 2005/06. Vale ressaltar que o Brasil não possui clima propício para essa cultura, melhor adaptada às regiões frias, o que justifica os grandes ganhos de produtividade na Europa, Estados Unidos e Argentina. Mesmo assim, o Brasil vem apresentando melhora nos índices de produtividade na produção de trigo, saindo de uma média de 1,26 ton/ha na década de 1980, para 1,47 ton/ha e 1,85 ton/ha nas décadas de 1990 e de 1999/2000 a 2005/2006, respectivamente.

O gráfico 1.4 traz a evolução da produtividade para soja, nas safras de 1987/1988 até 2004/2005. Os principais produtores mundiais são Brasil, Argentina e Estados Unidos, representados no gráfico. O Brasil apresentou fortes ganhos de produtividade ao longo da década de 1990, igualando-se ao índice da Argentina na safra de 1994/1995 (2,22 ton/ha). Na safra 1999/2000, o Brasil ultrapassou tanto a Argentina quanto os EUA, chegando a 2,55 ton/ha contra 2,46 ton/ha registrado pelos demais Países. Desde então, o Brasil vem mantendo índices de produtividade iguais ou superiores aos dos EUA e da

Argentina, exceto pela safra 2004/2005 em que as adversidades climáticas fizeram com que o Brasil acusasse queda na produção, sem recuo da área plantada, com a conseqüente queda na produtividade, fruto da seca de 2005, a maior registrada no Rio Grande do Sul desde 1943<sup>5</sup>.

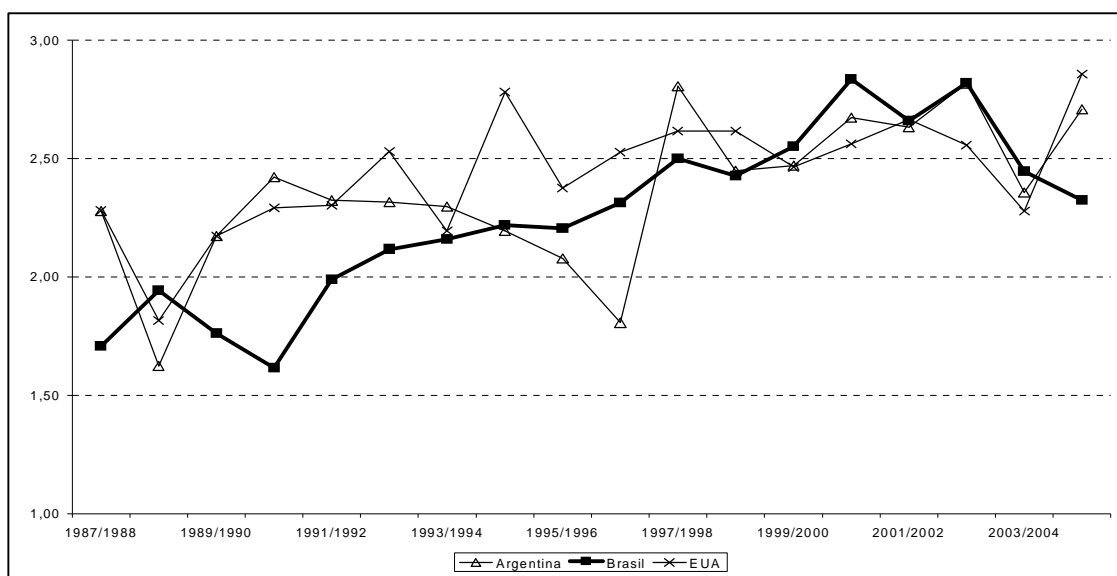
**Gráfico 1.3: Evolução da produtividade de trigo, de 1960/1961 a 2005/2006**



Fonte: USDA (Departamento de Agricultura dos Estados Unidos).

<sup>5</sup> A queda em 2003/2004 também é explicada pela seca, que atingiu principalmente os estados do Paraná, Santa Catarina e sul do Mato Grosso do Sul.

**Gráfico 1.4: Evolução da produtividade de soja, de 1987/1988 a 2004/2005**



Fonte: USDA (Departamento de Agricultura dos Estados Unidos).

### **3. Concentração da indústria brasileira de alimentos**

O movimento de fusões e aquisições aumentou a concentração da indústria de alimentos. A tabela 1.1 mostra a evolução do CR10 de 26,6% em 2001 a 33,3% em 2003<sup>6</sup>. O anexo 2 traz esses valores de 1986 a 2001. Em 1986, o CR10 era de 14,1%, sendo o valor mais baixo do período considerado que apresenta uma clara tendência de aumento ano após ano, como mostra o gráfico 1.5. A Nestlé assumiu a primeira posição no *ranking* em 1990, mantendo-se líder até 2000 quando quem assumiu o posto foi a Bunge Alimentos que continuou em primeiro lugar nos anos seguintes. Nos últimos dois anos disponíveis, a Nestlé passou a ocupar a terceira posição, perdendo o segundo lugar para a Cargill.

<sup>6</sup> O *ranking* obedece ao critério da publicação *Maiores e Melhores*, exceto para os anos de 2002 e 2003 que passaram a incluir empresas de bebidas e fumo junto com as empresas de alimentos. Isso confere à série um salto no CR10 (42% em 2002 e 41% em 2003) dada a importância da Ambev e da Souza Cruz nos setores em que atuam. Dessa forma, as empresas Ambev e Souza Cruz foram substituídas no *ranking* por empresas de alimentos que apresentaram elevados resultados em “vendas”, a saber: Caramuru e Cosan em 2002 e Usina da Barra e J. Macedo em 2003.

**Tabela 1.1: Concentração na indústria de alimentos (CR10, em %)**

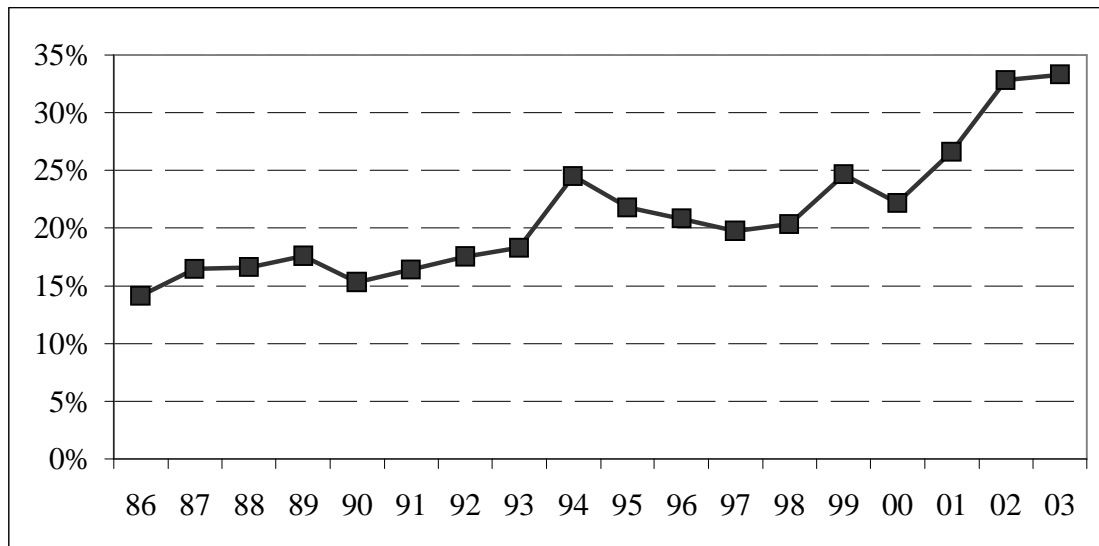
2001		2002		2003		
1	Bunge Alim.	5,5	Bunge Alimentos	7,1	Bunge Alimentos	7,6
2	Nestlé	5,3	Cargill	6,2	Cargill	6,2
3	Cargill	4,2	Nestlé	6,1	Nestlé	5,7
4	Sadia	3,4	Sadia	4,0	Sadia	3,9
5	Perdigão Agroindustrial	2,6	Perdigão Agroindustrial	3,0	Perdigão Agroindustrial	2,9
6	Parmalat	1,3	Coinbra	1,6	Coinbra	2,8
7	Seara	1,2	Krafta Foods	1,5	Krafta Foods	1,8
8	Fleischman Royal Aurora	1,1	Friboi	1,4	Friboi	1,6
9	Kraft Lacta	1,0	Caramuru Alimentos	1,1	Usina da Barra	0,4
10	Danone	1,0	Cosan	0,8	J. Macêdo	0,4
<b>(CR10)</b>		<b>26,6</b>		<b>32,8</b>		<b>33,3</b>

Fonte: Elaboração Própria, Exame Maiores e Melhores (vários anos) e ABIA (Associação Brasileira das Indústrias da Alimentação).

A análise dessas informações reforça que o aumento da concentração da indústria coincide com o movimento de fusões e aquisições, mostrada no gráfico 1.1.

Além disso, o movimento de F&A e o conseqüente aumento da concentração do setor vem se mantendo mesmo após a euforia do Plano Real, em que o mercado interno cresceu de forma extensiva para novos produtos. O ano de 2002, que teve forte desvalorização do real frente ao dólar e acentuada alta do petróleo no mercado externo, presenciou 20 F&A na indústria de alimentos e bebidas, elevando o CR10 da indústria de alimentos para 32,8%, contra 26,6% observado em 2001.

**Gráfico 1.5: Evolução do CR10 para a indústria brasileira de alimentos (1986 a 2003)**



Fonte: Elaboração Própria, Exame Maiores e Melhores (vários anos) e ABIA (Associação Brasileira das Indústrias da Alimentação).

Passada a euforia de expansão do mercado consumidor na segunda metade da década de 90, conseguida com a estabilidade de preços do pós-Real, as estratégias de crescimento das indústrias de alimentos no Brasil não são as mesmas. Crescer de forma extensiva torna-se cada vez mais difícil, sobretudo nos grandes centros. Divulgação dos produtos e marcas, novos lançamentos, exploração de nichos de mercado e bons contratos com as redes varejistas crescem de importância para aumentar ou ao menos manter a participação de mercado. A disputa de margens com as redes varejistas, por exemplo, ganha importância nesse cenário e, conseqüentemente, afeta os preços ao consumidor como mostra o próximo item.

#### ***4. Concentração das redes varejistas***

O preço ao consumidor de alimentos e bebidas sofre influência direta não só das modificações recentes vividas pela indústria mas também das alterações observadas no setor de varejo de alimentos.



A rede varejista brasileira assistiu a uma onda de fusões e aquisições na década de 1990, impulsionada pela desregulação, liberação comercial e estabilização monetária. No mesmo período, o rápido aumento da demanda de alimentos e bebidas foi acompanhado por uma queda real de preços sem precedentes<sup>7</sup>. O fluxo de investimentos estrangeiros direto reforçou as fusões e aquisições, aumentando a concentração com multinacionalização. (Farina, Nunes e Monteiro, 2005: 134).

A tabela 1.2 traz a evolução do grau de concentração do setor em 1994, 1997 e 1998, mostrando que a participação do faturamento das maiores redes em relação as 300 maiores aumentou no período.

**Tabela 1.2: Evolução do grau de concentração do setor de supermercados**

	1994	1997	1998
Faturamento das 2 maiores redes/faturamento das 300 maiores redes	26	26	33
Faturamento das 5 maiores redes/faturamento das 300 maiores redes	37	40	48
Faturamento das 10 maiores redes/faturamento das 300 maiores redes	47	49	58
Faturamento das 20 maiores redes/faturamento das 300 maiores redes	57	60	67

Fonte: Associação Brasileira de Supermercados (ABRAS)/SuperHiper – Maio 1999, *in* Almeida (2003: 29).

F&A tem sido a principal estratégia do Carrefour e da CBD (Companhia Brasileira de Distribuição), os dois líderes do varejo brasileiro nos anos 90. Wal-Mart adotou novos investimentos como estratégia inicial para expansão da rede. O movimento de aquisições não se restringe às grandes firmas, envolvendo também transações entre redes pequenas e independentes.

O efeito da concentração do setor tem permitido consideráveis incrementos operacionais nos canais de supermercados, principalmente pela redução dos custos de aquisição de mercadorias. Negociação de preços, condições de pagamento, serviços adicionais são os principais itens de redução de custos. A CBD, por exemplo, construiu um grande centro de distribuição na Grande São Paulo, para servir com diferentes formatos de loja: super e hipermercados, “Extra” (hiper), “Pão de Açúcar” (super), e “Barateiro” (loja de desconto). A redução de custos de um grande canal pode ser transferida aos consumidores eliminando-se formatos de venda menos eficientes. (Farina, Nunes e Monteiro, 2005: 135).

<sup>7</sup> O capítulo 3 analisa a evolução dos preços ao consumidor.

Tais transformações afetam as relações com os ofertantes, como a indústria de alimentos e bebidas, dado o maior poder de barganha das redes varejistas. Tornou-se comum o estabelecimento de contratos de longo prazo com os fornecedores para definir preços, exigências como descontos para lançamentos, promoções, vendas em datas especiais além de bonificações e contribuições para inaugurações de lojas. (FGV, 2003:43).

A tabela 1.3 mostra a participação no faturamento das 5, 10 e 20 maiores empresas de 1994 a 2000 mostrando aumento tanto do faturamento quanto da concentração do setor.

**Tabela 1.3: Participação das maiores empresas no total das vendas do varejo**

Ano	Total do Setor (R\$ bilhões)	Participação das 5 maiores		Participação das 10 maiores		Participação das 20 maiores	
		R\$ bilhões	%	R\$ bilhões	%	R\$ bilhões	%
1994	57,8	13,3	23	16,7	29	20,5	35
1995	54,9	15,2	28	18,9	34	23,1	42
1996	57,8	15,1	26	18,8	33	23,4	40
1997	59,1	16,2	27	20,0	34	24,6	42
1998	64,1	21,2	33	25,5	40	29,5	46
1999	63,7	25,0	39	28,6	45	31,8	50
2000	67,6	27,6	41	31,7	47	35,1	52

Fonte: ABRAS, (Associação Brasileira de Supermercados) in Silveira, 2005:124.

A tabela 1.4 traz a evolução da estrutura do mercado do varejo de alimentos no Brasil, de 1994 a 2000, mostrando que mesmo com o aumento da concentração e as fusões e aquisições as pequenas lojas permaneceram no mercado. A partir de 1998 observa-se queda no número de lojas de cadeias e aumento no número de lojas independentes.

**Tabela 1.4: Evolução da estrutura do mercado de varejo de alimentos no Brasil**

<b>Índice de Concentração por Número de Lojas<sup>1</sup></b>							
<b>Ano</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>
Tradicionalis <sup>2</sup>	85,0%	84,5%	84,5%	84,8%	84,4%	82,1%	82,3%
Independentes <sup>3</sup>	13,5%	14,4%	14,1%	13,9%	14,3%	16,7%	16,6%
Cadeias <sup>4</sup>	1,5%	1,5%	1,4%	1,3%	1,3%	1,2%	1,1%
<b>Número de Lojas</b>							
<b>Ano</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>
Tradicionalis	211.965	227.603	23.8671	257.607	257.822	262.348	269.438
Independentes	33.808	37.933	39.802	42.121	43.825	53.196	54.218
Cadeias	3.735	3.907	3.961	3.954	3.888	3.884	3.536
<b>Total Brasil</b>	<b>249508</b>	<b>269443</b>	<b>282435</b>	<b>303673</b>	<b>305534</b>	<b>319428</b>	<b>327192</b>
<b>Volume de Vendas</b>							
<b>Ano</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>
Tradicionalis	14,9%	15,3%	15,6%	15,4%	15,6%	13,7%	13,2%
Cadeias	45,1%	44,4%	44,6%	44,9%	46,6%	44,7%	42,8%
Independentes	40,0%	40,3%	39,8%	39,7%	37,8%	41,6%	44,0%

<sup>1</sup> Percentual do número de lojas de cada segmento (tradicionalis, independentes e cadeias) em relação ao total de lojas de varejo de alimentos

<sup>2</sup> Tradicionalis: lojas alimentares em que é necessária a presença do vendedor ou balconista.

<sup>3</sup> Independentes: lojas de auto-serviço que não formam “Cadeias de Lojas”, ou seja, com no máximo 4 lojas com a mesma razão social e CGC.

<sup>4</sup> Cadeias de loja: 5 ou mais lojas de auto-serviço com a mesma razão social e CGC.

Fonte: Censos ACNielsen Varejo, *in* Almeida (2003: 33).

Em 2002, as redes de supermercados representavam 0,9% das lojas e 43,9% do volume de venda de alimentos. Os supermercados independentes respondiam por 17,1% das lojas e 35,7% da venda de alimentos. O varejo tradicional representava 82,0% das lojas respondendo por 20,4% do volume de vendas. (Farina, Nunes e Monteiro, 2005: 135).

De 1994 a 2002 o número de estabelecimentos de redes tradicionalis cresceu 33%, ou 3,6% ao ano, enquanto que o número de supermercados independentes cresceu 74% ou 7,2% ao ano. Após a estabilização econômica, o mercado de alimentos cresceu mais rápido que o restante da economia brasileira pois de 1994 a 2002 o PIB brasileiro cresceu 20%, o equivalente a 2,3% aa. (Farina, Nunes e Monteiro, 2005: 136).

A expansão de supermercados independentes e de varejo tradicional ameniza os efeitos da concentração, possibilitando inclusive uma tendência à desconcentração no varejo de alimentos ao nível nacional, como verificado por Farina & Nunes (2002). O trabalho citado mostra que os resultados regionais podem ser distintos. Porém, o

comportamento do INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor) é muito similar em diferentes regiões metropolitanas, a despeito de diferenças na estrutura do varejo.

A oferta de diferentes combinações de preços e conveniências possibilita a sobrevivência do pequeno varejo mesmo com a expansão das grandes redes de supermercados. Um dos grandes desafios para as grandes empresas de super e hipermercados é dar um foco regional ao *mix* de produtos das lojas, formatando-as de acordo com cada localidade de atuação (BNDES, 2000b:5). Uma das estratégias para conquistar a fidelidade do cliente é a criação de marcas próprias que incentiva compras em rede específica, dada a exclusividade dos produtos.

As empresas menores atuam por meio do associativismo para aumentar o poder de barganha frente aos fornecedores, fazendo compras em conjunto. Os preços tendem a ficar menores e os prazos maiores, aumentando as margens operacionais das empresas associadas. Além das compras, as associações podem atuar em outras áreas como cartão de fidelidade, cartão de crédito, campanhas de *marketing*, assessoria jurídica e contábil, marcas próprias, automatização, treinamento de funcionários, centralização da seleção e administração de recursos humanos. (BNDES, 2000c:5).

A presença de tipos diferentes de lojas de varejo tende a tornar a demanda mais elástica a preço. (Farina, Nunes e Monteiro, 2005: 142) favorecendo a redução do preço real de alimentos no Brasil.

Conclui-se que a relação entre varejo e indústria tem mudado nos anos recentes, com o aumento do poder de barganha das redes varejistas conseqüente da maior concentração do setor e o associativismo. Dessa forma, os preços ao consumidor tendem a refletir tanto a mudança na indústria quanto as modificações do varejo.

## **Capítulo 2 - A indústria de alimentos e bebidas no Brasil: Demanda**

*A entrada de novas indústrias e produtos; o aumento da concentração tanto da indústria de alimentos e bebidas quanto do varejo; a estabilidade de preços no pós-Real e mudanças sócio-econômicas afetam os hábitos de consumo de alimentos e bebidas no Brasil. Este capítulo estuda essas mudanças, principalmente por meio dos dados da POF-IBGE, de 1987, 1996 e de 2003. A análise dessas informações permite avaliar os hábitos de consumo, por região, após as principais mudanças citadas, sugerindo tendências para a demanda, com o objetivo de fornecer um relato breve para subsidiar as conclusões do próximo capítulo.*

### **1. Introdução**

A maior estabilidade econômica protege os salários de perdas inflacionárias, permitindo ao consumidor administrar melhor os recursos ao longo do mês, reduzindo o intervalo de tempo entre as compras. Isso favorece o consumo de novos produtos e marcas, pois é possível comprar pequenas quantidades tornando o consumidor mais propenso a experimentar itens que até então não faziam parte de suas cestas de consumo. Esse efeito, aliado à entrada de novas empresas e produtos no setor de alimentos do Brasil, além de conferir maior dinamismo ao ambiente competitivo, favorece mudanças nos hábitos de consumo dos brasileiros.

As mudanças não aconteceram de forma uniforme no País. Pelas próprias diferenças regionais de hábitos/cultura e, sobretudo, pela diferença na composição e distribuição da renda, é de se esperar que as alterações ocorridas sejam diferentes entre regiões. Dessa forma, é possível que a indústria de alimentos brasileira encontre em outras regiões a possibilidade de crescimento rápido, como o ocorrido à época do Plano Real na região Sudeste.

Levando-se em consideração as mudanças populacionais ocorridas no Brasil, o mercado consumidor muda de perfil apresentando nichos com forte potencial de crescimento. O aumento da expectativa de vida, por exemplo, cria (ou reforça) novas segmentações de mercado, como os de produtos funcionais, *light*, dietéticos e orgânicos. A maior participação da mão-de-obra feminina no mercado de trabalho bem como a

maior parcela de população urbana são fatores que possivelmente explicam o crescimento do consumo de refeições feitas fora do domicílio e de vendas de pratos semi-prontos e congelados. Isso torna a cesta de consumo mais sofisticada por possuírem maior valor agregado, com a queda no consumo de produtos tradicionais. Essa tendência é mais marcante nas principais áreas metropolitanas.

O objetivo deste capítulo é analisar essas mudanças no mercado consumidor brasileiro, com auxílio principalmente das POFs de 1987, 1996 e de 2002.

## ***2. Transformações recentes no mercado consumidor brasileiro***

Alterações na renda e sua distribuição, mudanças nos preços relativos dos bens disponíveis, composição das famílias, mudanças demográficas, grau de instrução escolar, são exemplos de alterações na sociedade brasileira que afetam os gastos com alimentos. Quanto as famílias alocam dos seus rendimentos em consumo de alimentos é um bom indicativo do seu nível de renda. Espera-se, pela Lei de Engel, que quanto maior o desenvolvimento social deve-se reduzir o peso da alimentação no gasto total das famílias. Segundo dados do IBGE para 2003, em média a população brasileira destina 20,75% dos seus rendimentos para a aquisição de alimentos. Acima dessa média estão as regiões Norte (27,19%) e Nordeste (26,79%). A região com menor percentual é a Centro-Oeste (18,09%), seguida pelas regiões Sudeste (18,89%) e Sul (19,95).

A tabela 2.1 mostra a evolução das características da população brasileira, segundo os últimos quatro censos do IBGE (1980, 1990, 1996 e 2000). Percebe-se que a população tem envelhecido. A participação de indivíduos entre 14 e 64 anos e com 65 anos ou mais tem crescido, em detrimento do grupo de 0 a 14 anos. Além disso, a população urbana tem aumentado em relação à população rural.

**Tabela 2.1: População total e proporção da população por sexo, grandes grupos de idade e situação de domicílio**

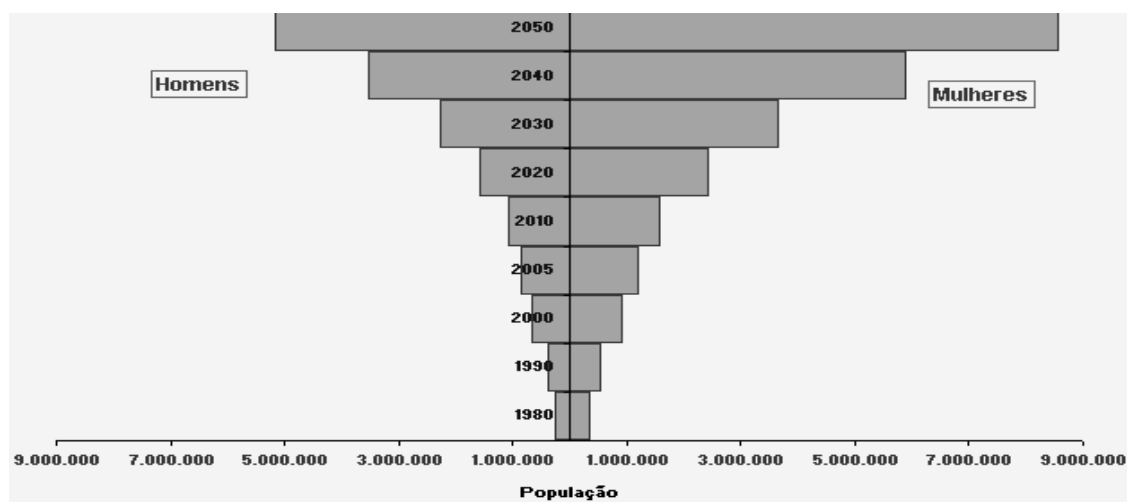
	1980	1990	1996	2000
População total <sup>1</sup>	119.002.706	146.825.475	157.070.163	169.799.170
<b>Por sexo (%)</b>				
Homens	49,68	49,36	49,30	49,22
Mulheres	50,31	50,63	50,69	50,78
<b>Por grandes grupos de idade (%)</b>				
0-14 anos	38,20	34,72	31,54	29,60
15-64 anos	57,68	60,45	62,85	64,55
65 e mais	4,01	4,83	5,35	5,85
<b>Por situação do domicílio (%)</b>				
Urbana	67,59	75,59	78,36	81,25
Rural	32,41	24,41	21,64	18,75

<sup>1</sup>Inclusive a população com idade ignorada em 1980 e 1996.

Fonte: IBGE ([www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br), acesso em 03/04/2005).

A figura 2.1 mostra os resultados da tabela 2.1 extrapolados até 2050, indicando que a população brasileira com mais de 80 deverá crescer continuamente ao longo dos anos, de forma mais intensa entre a população feminina.

**Figura 2.1: População com 80 anos ou mais, 1980-2050**



Fonte: IBGE ([www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br), acesso em 03/04/2005).

O aumento da participação feminina na PEA (População Economicamente Ativa) também tem reflexos nos hábitos de consumo refletidos no tempo de preparo das refeições e na composição dos recursos destinados à alimentação dentro e fora do domicílio, como mostra a tabela 2.2. Em 1971 a participação feminina na PEA era de

23%, o tempo médio de preparação das refeições era de 2 horas e mais de 92% dos gastos em alimentação eram feitos dentro do domicílio. Em 2001 a participação feminina na PEA quase que dobrou, passando para 42%<sup>8</sup>. O tempo médio de preparo das refeições caiu para 15 minutos e a participação dos gastos de alimentação fora do domicílio também quase que dobrou em relação a 1971, passando para 13%.

**Tabela 2.2: Alterações nas despesas de alimentos no Brasil**

Ano	Participação feminina na PEA (%)	Tempo de preparação das refeições	% dos Gastos em Alimentação	
			Em casa	Fora de casa
1971	23	2 horas	92,5	7,5
1997/98	40	15 minutos	88,1	11,9
2001	42	15 minutos	87,0	13,0

Fonte: ABIA (Associação Brasileira das Industrias de Alimentação), 2003 *in* Silveira (2005:91).

A tabela 2.3 mostra a evolução da taxa de analfabetismo no Brasil, de 1998 a 2003, acusando recuo de 14,7% entre 1998 e 2003.

**Tabela 2.3: Taxa de analfabetismo de pessoas de 15 ou mais anos de idade**

1998	1999	2000	2001	2002	2003
13,8	13,3	12,9	12,4	11,8	11,6

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1998/2003.

Os dados aqui apresentados referem-se ao total do País. Há diferenças regionais que, por sua vez, impactam no consumo de alimentos de forma distinta. Além disso, a população brasileira concentra-se na região Sudeste, que atrai pessoas de todo País. A tabela 2.4 mostra como se dá a distribuição da população brasileira, por região, de acordo com o local do nascimento. As informações mostram que em 2003 97,3% dos moradores da região nordeste nasceram nessa região. Na região Sudeste, 87,2 % da população nasceu na própria região e 9,3% da população são de origem nordestina.

<sup>8</sup> Sobre a participação da mão-de-obra feminina no mercado de trabalho ver SCORZAFAVE, 2004.



**Tabela 2.4: Distribuição da população brasileira, por região**

Grandes Regiões de nascimento	Distribuição relativa da população residente, por Grandes Regiões de residência atual (%)				
	Norte (1)	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Norte (1)	82,9	0,3	0,2	0,2	2,2
Nordeste	10,2	97,3	9,3	1,0	12,6
Sudeste	2,9	1,9	87,2	4,0	10,8
Sul	1,6	0,2	2,0	93,9	5,3
Centro-Oeste	2,2	0,3	0,6	0,4	68,8
Sem declaração (2)	0,2	0,0	0,7	0,5	0,3

Fonte: IBGE, Diretoria de Pesquisas, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2003.

(1) Exclusive a população rural. (2) Inclusive estrangeiros.

O índice do desenvolvimento humano (IDH) combina medidas de esperança de vida, escolarização, alfabetização e rendimento para permitir uma visão mais ampla do desenvolvimento de um País do que aquela que o rendimento, isoladamente, fornece. A Tanzânia, um dos Países mais pobres do mundo, tem um IDH comparável ao da Guiné, um País quase quatro vezes mais rico. Países com o mesmo nível de rendimento têm grandes diferenças de IDH – o Vietnã tem praticamente o mesmo rendimento que o Paquistão, mas um IDH muito mais alto, devido à sua maior esperança de vida e alfabetização. (Relatório do Desenvolvimento Humano. 2004: 127). As tabelas 2.5 e 2.6 mostram o *ranking* dos estados brasileiros e das regiões metropolitanas, por IDH, comparando-se 1991 e 2000. Houve aumento do IDH em todas as situações.

**Tabela 2.5: Ranking dos Estados Brasileiros por IDH**

Posição	Estado	IDH-1991	IDH-2000
1	Distrito Federal	0,799	0,844
2	Santa Catarina	0,748	0,822
3	São Paulo	0,778	0,820
4	Rio Grande do Sul	0,753	0,814
5	Rio de Janeiro	0,753	0,807
10	Minas Gerais	0,697	0,773
15	Pará	0,650	0,723
20	Ceará	0,593	0,700
25	Piauí	0,566	0,656
27	Maranhão	0,543	0,636

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, IBGE.

As regiões metropolitanas localizadas no sul e sudeste lideram o ranking do IDH, como mostra a tabela 2.6. São Paulo aparece em terceiro lugar enquanto que Natal ocupa a trigésima posição para o ano de 1991. Em 2000, São Paulo passa a ocupar o sétimo lugar, Natal passa a ser o trigésimo primeiro e quem lidera o ranking é Florianópolis.

O anexo 3 mostra a avaliação da condição de moradia em relação a alguns serviços, para o Brasil e grandes regiões, em 2003. Para a grande maioria dos serviços avaliados, as regiões Norte e Nordeste obtiveram médias abaixo da avaliação nacional enquanto que os valores para as regiões Sul e Sudeste ficaram acima da média.

**Tabela 2.6: Ranking das regiões metropolitanas brasileiras por IDH**

Região	IDH-1991	Posição	IDH-2000	Posição
Vale do Itajaí	0,802	1	0,850	3
Florianópolis	0,801	2	0,859	1
São Paulo	0,792	3	0,828	7
Campinas	0,788	4	0,835	4
Porto Alegre	0,782	5	0,828	7
Rio de Janeiro	0,764	9	0,816	15
Curitiba	0,763	10	0,824	9
Belo Horizonte	0,724	25	0,811	20
Natal	0,689	30	0,762	31

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, IBGE.

A tabela 2.7 compara o IDH entre Países. O Brasil aparece na posição 72 para o ranking de 2002, com IDH considerado “médio”.

**Tabela 2.7: Ranking de Países, por IDH**

	País	IDH-2002
1	Noruega	0,956
2	Suécia	0,946
8	EUA	0,939
10	Irlanda	0,936
20	Espanha	0,922
50	Letônia	0,823
72	Brasil	0,755
100	Equador	0,735
150	Madagascar	0,469
170	Etiópia	0,359

Fonte:Elaboração própria. Dados do Relatório do Desenvolvimento Humano 2004,PNUD

O anexo 4 mostra informações que reforçam os contrastes sócio-econômicos brasileiros. A primeira tabela desse anexo (tabela A4.1) traz o resultado da avaliação da quantidade de alimento consumido pela família. Na área rural, 40,12% respondeu que tal quantidade “às vezes é insuficiente”. Na área urbana, essa resposta totalizou 31,47%. Apenas pouco mais da metade respondeu “sempre suficiente” na área urbana (55%) e menos da metade deu essa resposta na área rural (43,12%). A tabela A4.2 tem o resultado da avaliação do tipo de alimento consumo pela família mostrando que mais da metade respondeu que “nem sempre é do tipo preferido”. Quando perguntados sobre a razão para isso, mais de 93% respondeu que a razão é por que o rendimento familiar não permite, como mostra a tabela A4.3. Outro motivo alegado, bem menos freqüente, é que o alimento não é encontrado no mercado. As tabelas do anexo 4 mostram os resultados por faixa de rendimento monetário e não monetário mensal familiar.

Pelos contrastes regionais, o mercado brasileiro apresenta condições de crescimento extensivo para a indústria de alimentos e bebidas. Ou seja, mesmo que as regiões Sul-Sudeste do País já tenham experimentado a entrada de novos produtos e marcas há regiões em que a penetração ainda oferece espaço de crescimento extensivo, ou seja, sem a necessidade de crescer ocupando espaço de uma marca ou produto já estabelecido no mercado. Além disso, a mudança na composição da população nacional no que diz respeito à idade, por exemplo, reserva nichos de mercado com grande potencial a ser explorado.

### ***3. Mudanças nos hábitos de consumo: análise dos dados da POF-IBGE***

A Pesquisa de Orçamentos Familiares - POF é uma pesquisa domiciliar por amostragem, que investiga informações sobre características de domicílios, famílias, moradores e principalmente seus respectivos orçamentos, isto é, suas despesas e recebimentos<sup>9</sup>.

A partir de amostras representativas de uma determinada população, a POF busca avaliar a estrutura de gastos (despesas), os recebimentos (receitas) e as poupanças da população. Por meio da POF é possível investigar a composição dos gastos familiares, disparidades regionais e entre áreas urbanas, e a dimensão do mercado para grupos de produtos e serviços. A POF é utilizada na atualização das estruturas de ponderações dos índices de preços ao consumidor, produzidos pelo IBGE e outras instituições.

Os dados também podem ser utilizados para traçar perfis de consumo das famílias, destacando diferenças por regiões e por faixa de renda comparando-se os resultados da POF de 1987, 1996 e de 2002.

A POF 1987/88 foi efetuada pelo IBGE de março de 1987 a fevereiro de 1988, envolvendo uma amostra de 13.611 domicílios situados nas áreas metropolitanas de Porto Alegre, Curitiba, São Paulo, Belo Horizonte, Salvador, Recife, Fortaleza, Belém e em Goiânia e Brasília (Mondini & Monteiro, 1994:437).

A POF de 1996 teve informações coletadas no período de outubro de 1995 a setembro de 1996. Usar 12 meses permite que os dados contemplem todas as épocas do ano, fazendo com que os resultados reflitam um padrão médio anual. Em função do efeito das variações de preços sobre as informações de valores, adotou-se como data referencial da pesquisa o dia 15 de setembro de 1996.

A abrangência geográfica da POF 1996 compreendeu os domicílios particulares permanentes, localizados no perímetro urbano, das regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, além do Distrito Federal e o município de Goiânia. No total das áreas foram

---

<sup>9</sup> Fonte: [www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br), acessado em 01 de abril de 2005.

selecionados e visitados 19.816 domicílios sendo que, para cada uma das onze áreas, o número de domicílios variou entre 1.177 e 2.398, de acordo com a menor ou maior dispersão da renda, que foi a variável básica para a seleção da amostra.

A POF 2002-2003 foi realizada nas áreas urbanas e rurais em todo o território nacional de julho de 2002 a junho de 2003. A pesquisa possibilita a análise da evolução das quantidades adquiridas de alimentos e bebidas, revelando informações sobre os hábitos alimentares segundo regiões, situação urbana e rural, disponibilidade e acesso a determinados produtos e classes de rendimentos. (IBGE, 2004: 11). Uma inovação da POF 2002-2003 com relações às anteriores foi a inclusão na pesquisa de áreas rurais. Dessa forma, o desenho da amostra foi estruturado de tal modo que propicia a publicação de resultados para o Brasil, Grandes Regiões (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste) e também por situação urbana e rural.

O anexo 5 mostra a evolução do consumo *per capita* de itens selecionados para as três últimas POFs do IBGE: de 1987, 1996 e de 2003. Para a comparação dos números adotou-se a média das regiões metropolitanas de cada região como sendo o valor representativo da região pois só a última POF teve abrangência nacional e não apenas regiões metropolitanas<sup>10</sup>.

A análise dos gráficos do anexo 5 acusa algumas curiosidades. Por exemplo, o consumo de frango *per capita* no Brasil dá um salto entre 1987 e 1996 (14 kg *per capita*/ano para 17 kg *per capita* ano, destacando-se a região Norte que salta de 14 kg/*per capita* ano para 25 kg/*per capita* ano) e volta ao mesmo patamar (ou muito próximo) nos resultados de 2003. O consumo *per capita*/ano de biscoito aumenta na maioria das regiões, de forma contínua entre as três pesquisas. Já para o “pão francês” observa-se o movimento inverso. O consumo *per capita*/ano de arroz e feijão também cai.

Isso pode ser uma sinalização de que a cesta de consumo brasileira tem se tornado mais sofisticada ao longo do tempo, com a redução do consumo de produtos básicos (arroz e feijão).

---

<sup>10</sup> Região Norte: Belém; Nordeste: Fortaleza; Recife e Salvador; Sudeste: Belo Horizonte, Rio de Janeiro e São Paulo; Sul: Curitiba e Porto Alegre; Centro-Oeste: Brasília-DF e Goiânia.

O anexo 6 resume em gráficos os dados sobre aquisição alimentar domiciliar *per capita* anual, por grupo de produto e para os subgrupos carne bovina de primeira e de segunda para a POF de 2003. A análise desses gráficos reforça as diferenças naturais de cada região, como o consumo de cocos, castanhas e nozes na região Norte (16,5 kg) bem superior à média nacional (1,6 kg). O mesmo ocorre com pescados em que a região Norte apresenta consumo médio de 24,7 kg *per capita*/ano, contra uma média nacional de 4,6 kg *per capita*/ano. A região Sul consome em média 6,8 kg *per capita*/ano de carne suínas, contra uma média nacional de 2,9 kg *per capita*/ano. Para o item carnes bovinas, a região Sul também supera a média nacional, consumindo 34,8 kg *per capita*/ano, contra 25,2 kg *per capita*/ano de consumo médio para o Brasil.

O curioso, e a princípio contra-intuitivo é o dado para carnes bovinas de primeira em que a região Norte supera todas as regiões, com consumo médio de 8,5 kg *per capita*/ano, contra a média nacional de 6,0 kg *per capita*/ano e consumo médio de 6,2 kg *per capita*/ano na região Sul. Esse dado é contra-intuitivo pois o consumo de carnes não parece ser tão tradicional assim na região Norte (pelas características naturais da região), ainda mais se considerando carne de primeira que é mais cara.

As regiões Sul e Sudeste apresentam os maiores consumos de laticínios, 70,9 kg *per capita* e 59,8 kg *per capita*, respectivamente. A média nacional é de 49,9 59,8 kg *per capita*.

A análise aqui apresentada confirma a diversidade do mercado brasileiro, fator que atrai investimentos dada a possibilidade de crescimento extensivo em regiões até então pouco exploradas e que podem experimentar forte expansão de consumo havendo aumento na renda. Além disso, regiões mais desenvolvidas onde o crescimento extensivo torna-se mais remoto, a diversidade permite a exploração de nichos de mercado que também podem representar oportunidades de negócios.

Menezes *et alii* (2000) calculam as elasticidades renda dos produtos alimentares no Brasil e regiões metropolitanas com micro-dados da POF 1995/96, a partir do modelo AID (*Almost Ideal Demand System*) com expansão quadrática para gastos familiares *per capita*. Esse modelo permite a estimação da função demanda captando o comportamento das famílias para diferentes regiões (11 regiões metropolitanas) e distintas faixas de renda

em um único período de tempo (POF 1995-96). Os dados da elasticidade-renda para o Brasil indicam que a maioria dos produtos são bens normais, exceto farinha de mandioca e leite em pó que se apresentaram como bens inferiores (Menezes *et alii* 2000:13)<sup>11</sup>. A análise regional mostra que para o Norte, Nordeste e DF farinha de mandioca aparece como bem normal. Em BH o item continua como bem inferior e nas demais regiões metropolitanas a participação do consumo na renda é pouco significativa, impossibilitando o cálculo da elasticidade-renda nessas regiões (Menezes *et alii* 2000:13).

Comportamento similar ocorre para o leite em pó que se apresenta como bem normal nos estados das regiões mais pobres. Dentre os produtos classificados como bem normal os que apresentam elasticidade mais baixa (inferiores a 0,1000) são carne de segunda, feijão, frango, peixe e sal. Trata-se de produtos mais baratos e de consumo generalizado. Os bens normais, que apresentaram elasticidade renda superior a 0,5500, foram, em ordem decrescente: presunto, queijo, manteiga, lingüiça, maionese, suíno, laranja, carne de primeira e leite (Menezes *et alii* 2000:14).

Os resultados confirmam a diversidade e o potencial de crescimento do mercado brasileiro. Nas cidades do Norte e Nordeste a maioria dos produtos foi classificada como bem normal. Para São Paulo, a maioria dos produtos é classificada como bem inferior e o DF apresenta padrão similar ao verificado no Sul e Sudeste (Menezes *et alii* 2000:15).

Na mesma direção, o trabalho de Hoffmann (2000) também faz uso da POF 1998 para o cálculo de elasticidades-renda e conclui que as classes de alta renda são as que exibem menores elasticidades-renda. Para bens normais, isso implica menores elasticidades-preço comparadas com as classes de menor renda. Hoffmann identifica que a elasticidade-renda das despesas com alimentação fora do domicílio (0,745) é substancialmente maior do que a elasticidade referente à alimentação no domicílio (0,344). (Hoffmann 2000:7).

O fato de a elasticidade-renda das despesas com alimentação fora do domicílio ser maior do que a elasticidade-renda referente à alimentação no domicílio faz com que a participação da alimentação fora do domicílio no total das despesas com alimentação

---

<sup>11</sup> Para outras referências, ver Menezes *et alii* (2002); Castro e Magalhães (1998) e Lavinás (1998).

cresça à medida que se passa para classes de recebimento mais elevado. Enquanto nas duas classes mais pobres essa participação não chega a 13%, ultrapassa os 36% na classe mais rica. (Hoffmann 2000:9).

Outro resultado obtido por Hoffmann (2000) é o contraste da elevada elasticidade-renda do consumo de cerveja (0,619) contra a baixa elasticidade-renda do consumo de aguardente de cana (0,068). No total o consumo de cerveja (em kg per capita) é 23 vezes maior do que o consumo de aguardente de cana. Essa relação mostra uma nítida tendência de crescimento à medida que aumenta o recebimento. Para famílias cujo recebimento familiar não ultrapassa 2 salários mínimos, o consumo de cerveja é 5,6 vezes maior do que o consumo de aguardente de cana. Cabe ressaltar que os dados se referem ao consumo domiciliar desses produtos. (Hoffmann 2000:12).

O próximo capítulo é dedicado ao estudo do comportamento dos preços ao consumidor, inserido no contexto da oferta (capítulo 1) e da demanda (capítulo 2) da indústria brasileira de alimentos e bebidas.



## **Capítulo 3 – A indústria de alimentos e bebidas no Brasil: preços ao consumidor**

*Pelos capítulos anteriores, nota-se que a indústria de alimentos e bebidas vem observando nos anos recentes intensas modificações tanto no ambiente produtivo (capítulo 1) quanto na demanda (capítulo 2). Os efeitos dessas mudanças no nível de preços ao consumidor não podem ser identificados de forma imediata pois há fatores que pressionam positivamente enquanto que outros causam efeito inverso. Este capítulo é dedicado ao estudo do comportamento dos preços ao consumidor na indústria de alimentos e bebidas, buscando verificar se fusões e aquisições afetam essa variável.*

### **1. Introdução**

As modificações no ambiente produtivo podem causar efeitos contrários no nível de preços ao consumidor: aumento por conta de um possível incremento no poder de mercado e queda de preço resultante da transferência de ganhos de eficiência obtidos com o ato de concentração. Pelo lado da demanda destaca-se que o lançamento de novas marcas e produtos de maior valor agregado podem alterar a elasticidade-preço da demanda, tornando o consumidor menos sensível a variações de preço criando, dessa forma, um ambiente propício para preços mais elevados. Por outro lado, esse mesmo aumento de opções de produtos e marcas aliado à redução do intervalo de compras, podem reduzir a fidelidade do consumidor à marca e, conseqüentemente, torná-lo mais sensível a preço.

O objetivo deste capítulo é verificar se as fusões e aquisições observadas na indústria de alimentos e bebidas no Brasil afetam os preços ao consumidor. A questão principal a ser respondida com o teste formulado neste capítulo é se os preços ao consumidor variam de forma distinta nos setores da indústria de alimentos e bebidas em que se observaram relevantes F&A e se tal diferença pode ser atribuída ao ato de concentração, ou seja, pretende-se isolar o efeito da F&A nos preços ao consumidor.

O capítulo está organizado em três partes, além desta introdução. Inicialmente, é apresentada a evolução dos índices de preços ao consumidor em setores da indústria de

alimentos e bebidas. Em seguida, apresenta-se uma revisão de literatura com estudos que analisam o impacto de fusões e aquisições nos preços. Por fim, apresenta-se o estudo empírico para o caso da indústria brasileira de alimentos e bebidas.

## ***2. Evolução dos índices de preços***

Ao longo da segunda metade da década de 1990 observou-se o efeito “âncora verde” em que os preços dos alimentos em nível de varejo tenderam a elevar-se em ritmo inferior ao dos demais preços da economia. Isso teve importante papel na estabilização de preços. Como principais fatores de pressão de queda nos preços relativos à agricultura é possível mencionar: “(i) elevação da produtividade da terra, numa tendência que teria se iniciado com muita anterioridade, mas se acentuado durante a década de 1990; (ii) a valorização cambial, que teria acentuado os efeitos da liberalização comercial durante a maior parte da década de 1990; (iii) a pressão exercida pela abertura comercial, que teria reduzido margens de lucro ao longo da cadeia produtiva e, ao mesmo tempo, promoveu a redução dos custos de produção, (iv) a queda acentuada nos preços internacionais dos produtos agrícolas após a crise asiática, que teria compensado – ou mais que compensado – os efeitos altistas exercidos pela desvalorização cambial de janeiro de 1999; (v) a “normalização” dos funcionamentos dos mercados depois de superada a confusão de preços relativos, típica de períodos de hiperinflação, que teria por fim permitido a redução de preços para o consumidor final”. (Farina e Nunes, 2003: 07).

O trabalho de Farina e Nunes (2003: 10) mostrou que à época, após sete anos de estabilização monetária e de queda de preços reais dos alimentos, três resultados eram claros: (i) ganhos de eficiência e modernização, que viabilizou oferta maior a preços menores; (ii) conflitos distributivos que culminam nas representações no âmbito do Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência e; (iii) diferenciação dos sistemas. Dessa forma, os fatores que impulsionam mudanças e a dinâmica do ajustamento das empresas dependem do sistema produtivo em questão. Ou seja, para cada sistema produtivo podem-se esperar impactos distintos dos ganhos de produtividade, concorrência internacional, queda dos preços internacionais entre outros.

Ganhos de produtividade, redução da distância entre preços na fazenda e no varejo e reduções na tributação são alguns dos fatores apontados por Mendonça de Barros, Rizzieri e Picchetti (2001)<sup>12</sup> como itens de redução dos preços dos alimentos.

A análise de Dias e Amaral (2000)<sup>13</sup> indica que a redução dos preços dos alimentos observada após o Plano Real tem origem em importantes reformas agrícolas, concentradas entre 1987 a 1992, buscando (a) eliminação de barreiras ao comércio exterior; (b) implementação de novos instrumentos de política agrícola, menos onerosos para o Estado que a Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM) e as Aquisições do Governo Federal (AGF), como a Cédula do Produtor Rural (CPR), contratos de opção de venda e o Prêmio de Escoamento de Produto (PEP); desativação de monopólios estatais na agricultura como o de açúcar e álcool, café e trigo. (Farina e Nunes, 2003: 15).

Bonelli e Fonseca (1998) identificam ganhos significativos de eficiência na economia brasileira no final da década de 1990, em relação a períodos anteriores. Para Dias e Amaral (2000) tal crescimento de produtividade teve como fatores determinantes: (a) estagnação da infra-estrutura de transportes, o que inibiu o crescimento extensivo associado à expansão agrícola; (b) novas tecnologias e capacitação da mão-de-obra; (c) abertura comercial com redução do preço dos insumos agrícolas. (Farina e Nunes, 2003: 18).

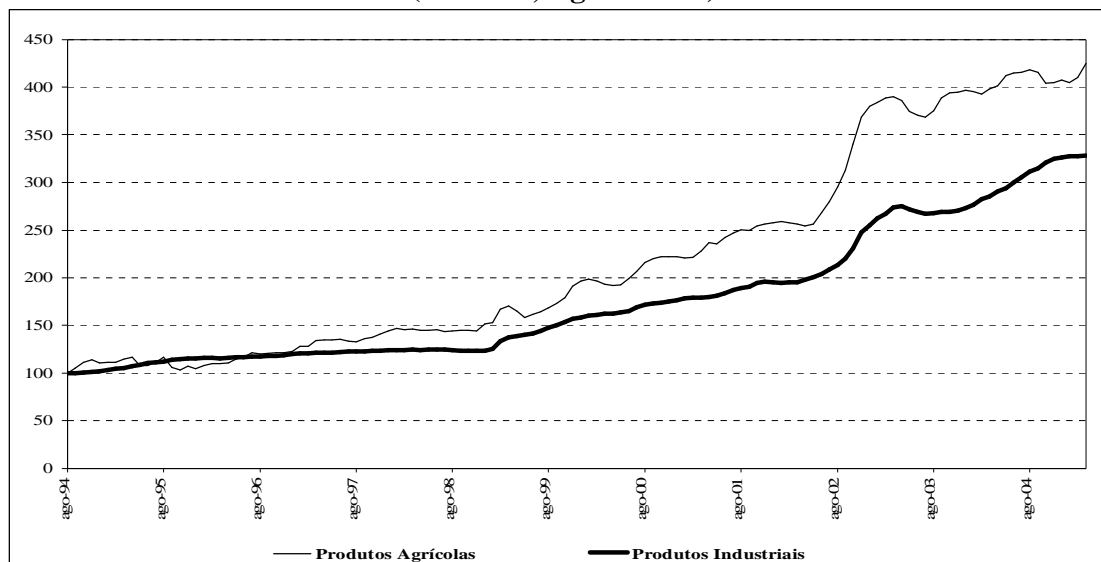
De 1997 em diante, o preço dos produtos agrícolas ficou constantemente acima do preço dos produtos industriais, como mostra o gráfico 3.1. Farina e Nunes (2003) apontam duas razões pelas quais a contribuição dos produtos industriais para a contenção da evolução de preços ter sido maior que a dos preços agrícolas, a saber: (a) maior peso dos produtos industriais que os agrícolas nos índices de preço e (b) maior crescimento dos preços agrícolas do que os industriais.

---

<sup>12</sup> *In* Farina e Nunes (2003: 11).

<sup>13</sup> *Idem*, pp. 15.

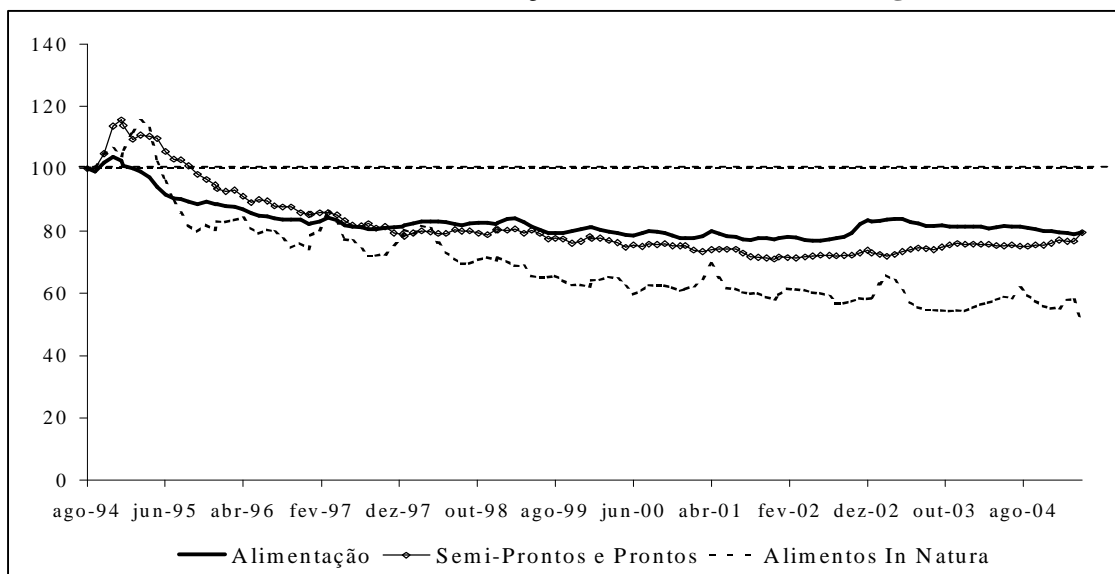
**Gráfico 3.1: Índices nominais de preços agrícolas e de preços industriais (IPA-OG, Ago/94=100)**



Fonte: IBGE ([www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br))

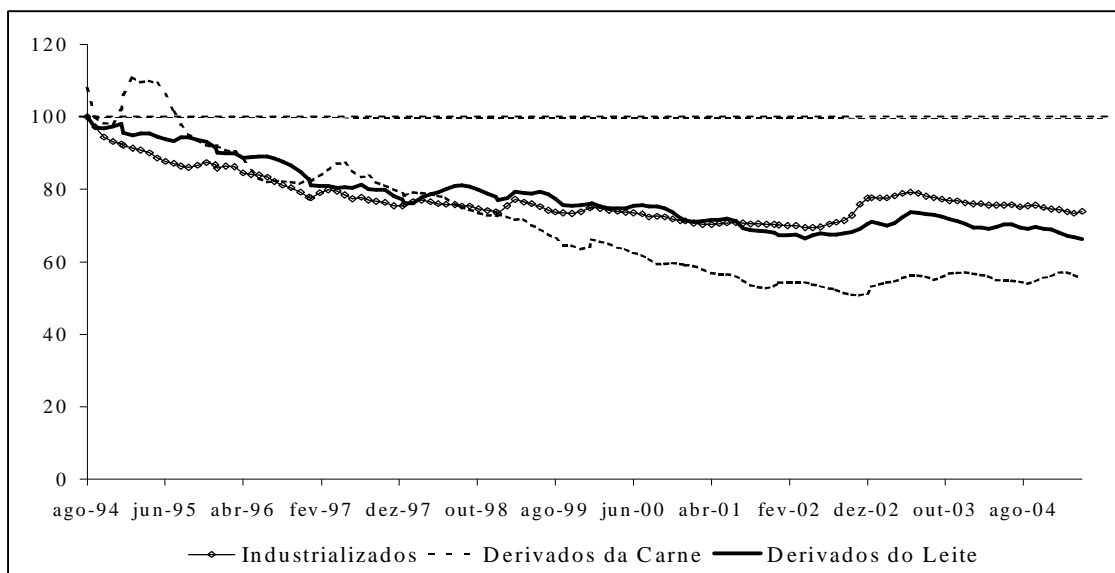
Essa análise sobre a evolução dos produtos agrícolas serve apenas de pano de fundo para analisar a evolução dos preços industriais dado que estes sofrem transformações produtivas além de passarem pelos canais de distribuição, como tratado no capítulo 1 deste trabalho ao se analisar o setor varejista. Os gráficos 3.2 e 3.3 mostram a evolução do índice real de preços ao consumidor para séries selecionadas do IPC-FIPE, de agosto de 1994 a abril de 2005. Desde final de 1994 o grupo “alimentação” vem apresentando variações abaixo do nível geral de preços. O sub-item “industrializados” em que o movimento de fusões e aquisições foi expressivo, também registra esse comportamento, bem como derivados de carne e de leite. O mesmo vale para alimentos semi-prontos.

**Gráfico 3.2: Índice Real de Preços ao Consumidor (base: agosto/94=100)**



Fonte: FIPE (Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas) – Índice de Preços ao Consumidor

**Gráfico 3.3: Índice Real de Preços ao Consumidor (base: agosto/94=100)**



Fonte: FIPE (Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas) – Índice de Preços ao Consumidor

Do exposto, observa-se que desde 1994, após o plano Real, o preço de alimentos industrializados apresenta-se abaixo do nível geral de preços e estável. É possível que haja alguma relação desse resultado com o movimento de fusões e aquisições observado na indústria. Porém, com a análise assim agregada, nada é possível afirmar sobre essa

possível causalidade. O próximo item se dedica a tentar identificar o efeito do movimento de F&A nos preços ao consumidor.

### ***3. Concentração da indústria e preços ao consumidor***

#### ***3.1 Revisão de literatura***

Aumento da concentração da indústria gera uma série de efeitos positivos e negativos na economia cuja medida líquida não é trivial<sup>14</sup>. A redução dos custos de uma coalizão; firmas dominantes; queda na taxa de inovação tecnológica são exemplos de efeitos negativos do aumento da concentração. Williamson (1965), por exemplo, encontrou uma relação negativa entre concentração e inovação. De outro lado, o aumento da concentração pode gerar redução de custos; ganhos gerenciais; aumento no nível de competição ou de rivalidade e aumento nas taxas de inovação.

Economias de escala, capazes de reduzirem os custos médios por unidade de produção, são provavelmente os ganhos mais citados decorrentes de um aumento de concentração, como tratado por Demsetz (1973) e Peltzman (1977). (Whitley; 2003:3)

A associação entre aumento de concentração e perda de bem-estar social nem sempre é verificada empiricamente. Economias de escala e de escopo são exemplos de ganhos obtidos com os atos de concentração que, sob algumas condições, podem ser repassados aos preços e, conseqüentemente, gerar incrementos no nível de bem-estar social. Há trabalhos empíricos para a indústria de alimentos que associam a concentração da indústria ao aumento de poder de mercado, tendo como conseqüência a perda de bem-estar social, sem considerar o possível efeito eficiência. Nessa linha, vale destacar os trabalhos de Bhuyan e Lopez (1995) e Peterson e Connor (1995). Os trabalhos de Azzam e Schroeter (1995); Azzam (1997); Lopez, Azzam e Lirón-España (2002) destacam-se por buscar incluir ganhos de eficiência na análise<sup>15</sup>. Ou seja, buscam captar o efeito

---

<sup>14</sup> Para a evolução dos estudos econométricos em organização industrial, ver FIUZA (2001).

<sup>15</sup> Para mais referências, ver também ASPLUND (1999) e Azzam (1995).

líquido entre o poder de mercado e os ganhos de eficiência resultante do aumento da concentração industrial.

A contribuição do trabalho de Azzam (1997) é medir a força relativa entre o efeito do poder de mercado e o efeito custo-eficiência associado a um aumento da concentração. Para tanto, o autor faz uso da estrutura de Appelbaum (1982). A derivação final do modelo tratado por Azzam (1997) é dada pela equação (1), onde o primeiro termo é o efeito poder de mercado e o segundo termo é o efeito custo-eficiência.

$$\frac{\partial M}{\partial H} = \frac{(1+\Theta)}{h} + 2Q \sum b \frac{v_i}{w_i} \quad (1)$$

Na equação (1),  $M = (p - w)/w$  é o *produto marginal do insumo* ( $w$  é o preço do insumo e  $p$  é o preço do produto);  $H$  é o índice Herfindahl, dado por  $H = \sum_i (q_i / Q)^2$ ;  $v$  é o vetor de preços do produto;  $\Theta = (\sum_i q_i^2 q_i) / (\sum_i q_i^2)$  é a média ponderada de  $N$  variações conjunturais nas firmas onde  $q_i = \sum_{j \neq i}^N (dq_j / dq_i)$  é a reação da firma dada uma mudança na compra de insumos pela rival;  $h$  é a elasticidade preço da oferta com relação ao insumo, dada por  $h = (dQ / dw)(w / Q) > 0$ . Azzam (1997: 379).

Azzam (1997) utiliza informações para a indústria de carnes industrializadas norte-americana, com dados anuais de 1970 a 1992, como ilustração empírica do modelo. O resultado é que o efeito custo-eficiência compensa o efeito poder de mercado. A disponibilidade de dados não permite a construção de um painel e o autor reconhece que o tratamento de dados agregados pode produzir resultados distintos, sugerindo que novos trabalhos sejam feitos com bancos de dados mais detalhados. Ou seja, os dados utilizados em Azzam (1997) podem ter sofrido efeitos da própria agregação e, dessa forma, o uso de dados em painel pode ser mais apropriado nesse tipo de estudo.

Seguindo a abordagem Estrutura-Condução-Desempenho - ECD<sup>16</sup>, o trabalho de Dickson e Sun (2004)<sup>17</sup> tem por objetivo identificar como o aumento da concentração na

---

<sup>16</sup> O trabalho pioneiro da ECD é o de Bain (1951). A abordagem ECD implica numa relação estável e causal entre a estrutura da indústria, a conduta das empresas e o desempenho de mercado e um conjunto de variáveis estruturais que supostamente explicam as diferenças de desempenho inter-indústrias. (ZEIDAN, 2005, p.02). O poder de mercado, pela abordagem ECD, pode ser mensurado comparando-se o preço com o custo marginal das firmas. As análises ECD assumem que medidas de poder de mercado podem ser calculadas utilizando-se dados contábeis disponíveis. A dificuldade, e conseqüentemente fragilidade, da abordagem ECD está justamente no fato de que pela endogeneidade das variáveis estruturais ou pela pouca confiabilidade de dados contábeis, as formas tradicionais de calcular poder de mercado podem implicar em resultados errôneos para medir o desempenho das indústrias. (ZEIDAN, 2005, p.02-03).

indústria de alimentos processados dos Estados Unidos afeta os preços. Os autores captam esse efeito determinando como o CR4 e variações no CR4 afetam os custos médios da indústria e, conseqüentemente, os preços (*efeito eficiência*) e como mudanças no CR4 afetam os preços para um dado custo médio (*efeito de poder de mercado*). Combinando o resultado dessas duas equações os autores captam o efeito *líquido* da concentração nos preços. A equação para os preços é dada por (2).

$$\Delta \ln P_{it} = a_0 + (a_1 \Delta CR_{it} + a_2 \Delta CR_{it} * ICR_{it-x}) + a_3 \Delta \ln Cme_{it} + a_4 \Delta \ln K + \sum_t a_t D_t + u_{it} \quad (2)$$

Os subscritos *i* e *t* referem-se a ano e indústria, respectivamente.  $\Delta CR_{it}$  representa mudanças na concentração da indústria ao longo de *x* anos,  $ICR_{it-x}$  representa o nível de concentração inicial, *x* anos atrás.  $\Delta \ln K$  é a taxa real de crescimento do capital e  $D_t$  é a *dummy* de tempo que capta efeitos cíclicos no preço.

Em (2), o efeito de mudanças no *mark-up*, ou mudanças no poder de mercado, é representado pelo termo entre parênteses, que contém a mudança na concentração e no termo de interação de mudança na concentração com relação ao nível de concentração inicial. Um aumento nesse termo aumentará os preços pelo *efeito poder de mercado*. O termo interação é incluído porque o efeito pode depender do nível de concentração inicial.

Em resumo, a equação (2) mede o efeito do poder de mercado analisando a relação entre preço e concentração, com custos constantes.

A equação para os custos é dada por (3).

$$d \ln CVme = b_0 + (b_1 P \Delta CR_{it} + b_2 N \Delta CR_{it} + b_3 ICR_{it} + b_4 ICRSQ) + (b_5 \Delta \ln POM_{it} + b_6 \Delta \ln W_{it}) + b_7 \Delta \ln Q_{it} + \sum_t b_t D_t + v_{it} \quad (3)$$

Na equação (3),  $P=1$  quando a concentração aumenta e zero caso contrário, enquanto que  $N=1$  quando a concentração cai e zero caso contrário. A variável  $ICRSQ$  é incluída para captar mudanças no *log* do produto real.

---

<sup>17</sup> Dickson e Sun (2004) utilizam observações anuais para 35 setores da indústria norte-americana de alimentos a quatro dígitos, de 1963 a 1992, fornecidos pela base NBER Manufacturing Industry Database.



Estimando as equações (2) e (3) é possível determinar o efeito do aumento da concentração no crescimento dos preços, como mostra a equação (4).

$$\frac{d\Delta \ln P}{d\Delta CR} = (a_1 + a_2 * ICR) + a_3 \frac{d\Delta \ln CVme}{d\Delta CR} \quad (4)$$

$$\frac{d\Delta \ln P}{d\Delta CR} = (a_1 + a_2 * ICR) + a_3 * b_1$$

Em (4), o termo  $(a_1 + a_2 * ICR)$  é o efeito do poder de mercado, medindo o efeito da concentração no preço mantendo os custos constantes, enquanto que  $a_3 * b_1$  é o efeito eficiência da concentração no preço. É esperado que o primeiro termo tenha um efeito positivo no preço enquanto que o segundo tenha um efeito negativo.

Os autores concluem que o efeito eficiência domina o efeito poder de mercado de forma que o aumento da concentração causa queda de preços para a indústria norte-americana de alimentos.

Porém, os próprios autores advertem que o estudo está baseado no aparato teórico *estrutura-conduta-desempenho* e que abordagens mais recentes, como as técnicas da NEIO (*new empirical industrial organization*), mostram efeitos contrários: o aumento da concentração pode, na média, aumentar os preços. Como exemplo, os autores citam os trabalhos de Lopez e Lirón-España (2003) e Lopez *et alii* (2002).

Lopez *et alii* (2002) calculam mudanças no bem-estar causadas pelo aumento da concentração da indústria numa amostra de 35 indústrias de alimentos norte-americanas, somando os efeitos poder de oligopólio e eficiência. O trabalho conclui que, na média, o efeito da concentração eleva os preços.

Segundo Dickson e Sun (2004) uma explicação para esse resultado é a presença de retornos constantes de escala e, em alguns casos, deseconomias de escala, na amostra utilizada por Lopez *et alii* (2002). Das 35 indústrias investigadas nesse trabalho, nove apresentam significantes deseconomias de escala e outras seis tinham pontos estimados indicando deseconomias de escala. Nesse cenário, espera-se um processo de ajuste segundo o qual pequenas firmas de baixo custo cresçam à custa de grandes firmas de altos custos, produzindo assim baixa concentração. Mas, de fato, muitas indústrias de

alimentos experimentam aumentos de concentração durante o período da amostra. A ocorrência conjunta de deseconomias de escala e aumento da concentração implica, de maneira pouco lógica, num processo de ajuste em que firmas de alto custo dominam a indústria.

A explicação dada por Dickson e Sun (2004) está em como a mudança tecnológica é tratada nos estudos da NEIO. Tipicamente a mudança tecnológica é representada por uma tendência no tempo. Em Lopez *et alii* (2002), isso significa que a mudança tecnológica pode somente afetar o intercepto das curvas de custo marginal e médio, significando que mudanças tecnológicas impactam simetricamente todas as firmas e que o nível de custo relativo de uma firma e outra não se altera ao longo do tempo. Mas mudanças na concentração ocorrem, em parte, porque mudanças tecnológicas não são adotadas por todas as firmas ao mesmo tempo. Em resumo, quando há uma mudança tecnológica aplicada igualmente em todas as firmas existem poucas razões para que haja mudanças na concentração, mas se a concentração muda, há evidências indiretas da mudança tecnológica específica de uma firma não ter sido apropriadamente modelada pela tendência de tempo. Dessa forma pode-se concluir que as mudanças tecnológicas deveriam ser modeladas de forma mais sofisticada na função custo. Entretanto, quando o dado é anual no nível de indústria e o sistema a ser estimado é não-linear, não é possível incorporar especificações tecnológicas mais complicadas e detectar sua significância.

Dickson e Sun (2004) acreditam que a visão da NEIO não tem sido capaz de lidar eficientemente com mudanças tecnológicas, particularmente quando essas mudanças são somente para um sub-conjunto de firmas as quais são principal foco de mudanças na concentração. Dessa forma, essa abordagem tem a vantagem de fornecer direções sobre poder de mercado e eficiência para indústrias específicas, mas fornece informações apenas sobre o *efeito líquido*, sem fazer distinção entre efeito *poder de mercado* e efeito eficiência.

Por fim, o trabalho de Dickson e Sun (2004) conclui que, mesmo o modelo indicando que o efeito eficiência domina o efeito poder de mercado, é essencial a atividade de monitoramento antitruste, pois sempre é possível observar o comportamento oposto em firmas específicas.

Lopez e Lirón-España (2003) calculam mudanças no bem estar dado um aumento na concentração para uma amostra de 35 indústrias de alimentos norte-americanas, considerando poder de oligopólio e efeito eficiência. Os autores estimam o efeito de um aumento de 1% no índice Herfindahl no nível de bem estar social. O modelo consiste em cinco equações estruturais (oferta da indústria, demanda e três funções de demanda por insumos: capital, trabalho e materiais) e a amostra é formada por dados anuais de 1972 a 1992 para 35 indústrias de alimentos norte-americanas, a quatro dígitos. O equilíbrio total da indústria consiste numa equação de preço, três equações de demanda por insumos e uma equação de demanda. As variáveis endógenas são preço, produção e as quantidades dos insumos capital, trabalho e materiais. As variáveis exógenas são o preço dos insumos, a renda do consumidor (medida como produto interno bruto), uma variável de tendência, o índice de preços ao consumidor e o índice de Herfindahl. A estimação é feita pelo procedimento 3SLS não-linear. Calcula-se o equilíbrio P e Q antes e depois de um aumento de 1% no índice de Herfindahl. (Lopez e Lirón-España, 2003:5).

Os resultados mostram um incremento de bem estar para 74% das indústrias. Para o bem estar do consumidor, o efeito é considerado neutro. Ou seja, o incremento de bem-estar ocorre por conta de variações no excedente do produtor, devido a ganhos de eficiência, que não são repassados. Os resultados questionam trabalhos que consideram que poder de mercado gera perda de bem-estar, considerando potenciais ganhos de eficiência na produção.

A principal preocupação de Kinsey (1998) é identificar o impacto para o consumidor da concentração no varejo e no atacado de alimentos, revisando a literatura que relaciona poder de mercado, preço de alimentos e lucratividade na indústria de alimentos. Os Estados Unidos assistiram a um forte movimento de fusões e aquisições nesse setor, despertando o interesse de estudiosos em avaliar se o aumento do preço de alimentos, e conseqüentemente da inflação, estava relacionado com o aumento do nível de concentração no varejo e no atacado. A conclusão da revisão de literatura é que a relação entre concentração de mercado e preços, poder e lucro produz resultados mistos, especificamente com relação aos preços. Concentração está associada tanto com aumento quanto com queda no nível de preços em vários estudos. Alimentos de valor adicionado,

como, produtos frescos, *delicatessen* e alimentos congelados, tendem a ser menos afetados.

A investigação de Kinsey (1998) mostra que alguns estudos indicam que concentração implica em menor custo, que se reduzem por conta do uso de tecnologia da informação e coordenação vertical com os fornecedores. Não há evidências de que o lucro dos varejistas esteja crescendo mais rápido que o lucro das indústrias. Muitos pesquisadores concordam que concentração e economias de escala juntos, implicando em indústrias mais concentradas, poderiam reduzir custos e reduzir preços ao consumidor. Observações indicam que a concentração na indústria de alimentos força a redução de custos, mas aumenta gastos com invenção de novos produtos de maior valor adicionado. A inovação e o valor adicionado impulsionam pequenas firmas, que atuam em nichos de mercado ao lado de grandes firmas, concentradas. Portanto, têm-se uma estrutura mista em que a própria concentração incentiva a expansão de pequenas firmas.

Whitley (2003) investiga ganhos e perdas da concentração do mercado agrícola fazendo uma revisão de literatura teórica e empírica sobre o *trade-off* entre poder de mercado e eficiência. Os resultados são pouco conclusivos, havendo modelos que indicam que o poder de mercado predomina enquanto que outros indicam que o efeito eficiência é maior. Diante disso, o autor termina o artigo ressaltando a importância de uma sólida política antitruste para monitorar de forma correta os mercados tanto antes quanto após os atos de concentração.

Da revisão de literatura aqui apresentada pode-se concluir que o resultado apontado tanto pela teoria quanto pelos experimentos empíricos variam. Há exercícios que apontam para um aumento no nível de preços diante de um aumento da concentração, como Dickson e Sun (2004) e outros experimentos que sugerem o contrário, como Lopez *et alii* (2002).

### **3.2 – Estudo do caso brasileiro**

A questão principal a ser respondida pelo modelo aqui proposto é se fusões e aquisições afetam os preços ao consumidor. Para tanto, pretende-se dividir a indústria de alimentos e bebidas em dois grupos, um que apresenta F&A (grupo de tratamento) e outro em que isso não se verifica (grupo de controle). Essa identificação dos grupos é feita no item 3.2.1. Superada a etapa de diferenciação, a dificuldade do estudo passa ser a de isolar o efeito da fusão e aquisição nos preços ao consumidor. O item 3.2.2 apresenta as variáveis exógenas que serão utilizadas como controle para isolar o efeito da F&A nos preços ao consumidor.

Um fator limitante para o estudo no caso brasileiro é a escassez de dados e/ou a dificuldade em acessá-los. Diante disso, uma forma mais simples de estudar o problema é não usar variáveis de controle, restringindo a análise ao estudo do comportamento das séries de preços ao consumidor. Isso será feito através do teste de diferença de médias, no item 3.3. Em seguida, apresenta-se no item 3.4 um teste de diferenças em diferenças, com variáveis exógenas, como forma de refinar o primeiro experimento. Por fim, o capítulo se encerra com o item 3.5 em que os resultados são interpretados.

#### **3.2.1 Sobre as Fusões e Aquisições**

Fazer a distinção entre os grupos significa criar uma variável *dummy* (dfea) que atribui 1 (um) para as classes da CNAE (Classificação Nacional de Atividades Econômicas), pertencentes à “Fabricação de Produtos Alimentícios e Bebidas”, que observam fusão e aquisição (grupo de tratamento) e zero caso contrário (grupo controle).

O item “Fabricação de Produtos Alimentícios e Bebidas” é formado por 36 classes. A variável alvo do estudo aqui proposto é o índice de preços ao consumidor. Dessa forma, foram descartadas da análise as classes “produção de óleos vegetais em bruto” (15.31-8) e “usinas de açúcar” (15.61-0) por não terem referência direta no IPC-FIPE. As classes “preparação de margarina e outras gorduras vegetais e de óleos de

origem animal não comestíveis” (15.33-4) e “fabricação de rações balanceadas para animais” (15.56-3) foram retiradas, pois são itens “não-comestíveis” estando, portanto, fora do grupo “Alimentação” do IPC-FIPE.

A PIA (Produção Industrial Anual), fornece informações sobre “Mudanças Estruturais”, que indicam fusão ou cisão total, cisão parcial, incorporação de/por outra empresa. O anexo 7 mostra os valores dessa variável. Percebe-se que se fosse adotado como critério para  $dfea=1$  classes que apresentam alguma transação no anexo 7 praticamente todas as classes da CNAE seriam tratadas como grupo de tratamento ( $dfea=1$ ). Além disso, o critério de seleção para o estudo proposto neste capítulo deve ser apenas “fusão e aquisição”. A variável “mudanças estruturais” envolve outras transações que, muitas vezes, podem significar apenas uma mudança na organização societária.

Dessa forma, buscaram-se critérios junto à SEAE (Secretaria de Acompanhamento Econômico) do Ministério da Fazenda, para a melhor distinção entre os grupos de tratamento e de controle.

Segundo dados da SEAE/MF, de 1994 até março de 2005 a indústria de alimentos e bebidas brasileira observou 109 atos de concentração. Da análise desses atos percebe-se que a maioria dos produtos do setor de alimentos e bebidas observou ao menos um ato de concentração. Daí a necessidade de estabelecer critérios para a distinção das séries para a análise proposta neste estudo. Foram estabelecidos quatro critérios para a distinção dos grupos de controle e de tratamento, explicados a seguir.

Adotou-se como primeiro critério que casos em que não houve presença de concentração horizontal não seriam considerados como grupo de tratamento, ou seja, teriam  $dfea=0$ .

Por exemplo, a compra da Seara pela Cargill em 2004 não atribuiu à classe a que pertencem as empresas  $dfea=1$ , pois a Cargill não participava dos mercados de atuação da empresa adquirida no Brasil. A Seara atuava, no mercado brasileiro, na produção e comercialização de carnes de aves e de suínos *in natura*, bem como na produção e comercialização de alimentos industrializados de carne.

Portanto, para ser classificada como “grupo de tratamento” (dfea=1) as operações devem ser realizadas entre empresas que já atuavam anteriormente no mesmo ramo, ofertando o mesmo tipo de produto (ocorrência de concentração horizontal), ou situações com integração vertical, pois as chances de haver impactos no ambiente competitivo são maiores, tornando possível uma distinção mais clara entre os grupos de tratamento e controle.

É de se esperar que nos casos de fusão e aquisição, ou *joint venture*, mesmo na ausência de integração vertical ou concentração horizontal, possa haver ganhos de eficiência pela nova organização entre a compradora e empresa adquirida, o mesmo pode ser esperado quando há apenas mudança na composição societária nas empresas. Mas, por hipótese, este trabalho considera que economias de escala ou de escopo têm efeitos mais significativos. Outro fator que reforça a adoção dessa hipótese é que, como os dados são apresentados por “classe”, segundo o código da CNAE, os efeitos de economias de escala e escopo serão captados de forma “diluída”, entre todas as empresas participantes da classe e não só aquelas envolvidas com o ato de concentração. Isso reforça a adoção do critério para separar os grupos apenas concentração horizontal ou integração vertical, pois tais efeitos devem se fazer sentir de forma mais significativa entre as empresas participantes do mesmo código CNAE do que apenas mudanças na composição societária das empresas.

Há casos que, mesmo com concentração horizontal e/ou integração vertical, não foram considerados no presente estudo, pois tratam de produtos sem correspondência com os grupos CNAE da PIA-IBGE e/ou o IPC-FIPE. Por exemplo, lecitina de soja e produtos químicos utilizados no processo de industrialização de alimentos (fermentos biológicos, insumos para aromas, por exemplo). Portanto, o segundo critério adotado para a distinção dos grupos é que o produto alvo da F&A tenha correspondência clara no IPC-FIPE e na CNAE.

O terceiro critério é que só foram consideradas as fusões e aquisições de alcance mundial ou em todo o território nacional. Aquelas em que os efeitos foram só regionais não foram consideradas. Como os preços ao consumidor usados neste estudo são do IPC-

FIPE, que é calculado para o município de São Paulo, atos de concentração que não tenham alcance nacional dificilmente seriam captados por essa série.

Segundo os critérios estabelecidos para que uma F&A classifique como “grupo de tratamento” a classe da CNAE a que pertencem as empresas envolvidas no ato de concentração, a F&A deve: (i) apresentar concentração horizontal ou vertical; (ii) ter correspondência clara tanto na classe CNAE quanto na série IPC-FIPE; (iii) ser de alcance mundial ou nacional; e (iv) ter efeitos significativos na classe CNAE. Neste último critério, levou-se em consideração a frequência (número de casos) e as alterações na participação de mercado, comparando-se a situação inicial das empresas envolvidas com o resultado esperado da F&A, como será ilustrado mais adiante.

Espera-se que os efeitos resultantes de um ato de concentração sejam permanentes, ou seja, a variável  $dfea$  não deve ser tratada como um “choque” no tempo pois, se de fato houve efeitos nos preços ao consumidor, tal resultado não deve ser restrito apenas ao ano em que a operação foi consolidada. Diante disso, alguns grupos da CNAE receberam  $dfea=1$  mesmo quando o ato ocorreu em ano anterior ao início da amostra (1998).

O anexo 8<sup>18</sup> mostra a relação dos produtos envolvidos nos atos de concentração, que atendam aos critérios de (i) a (iii) definidos acima, fazendo sua correspondência com o código CNAE. Percebe-se que alguns atos de concentração são citados mais de uma vez. Isso por que nosso interesse está em analisar os *produtos* alvo de fusões e aquisições. Um ato de concentração que envolva mais de um produto pode não ter efeitos homogêneos sobre os distintos mercados que afeta e, conseqüentemente, pode impactar de forma distinta a separação feita neste exercício entre os grupos tratamento e de controle. O anexo está ordenado pela “linha do painel”, e conseqüentemente, pelo código CNAE. Assim é possível observar de forma rápida a frequência de fusões e aquisições nas classes CNAE, que estejam dentro dos critérios de (i) a (iii), facilitando a aplicação do critério (iv).

---

<sup>18</sup> Essa relação não inclui as classes da CNAE que já foram descartadas neste ponto da análise por não terem relação direta com o IPC-FIPE. Dessa forma, atos de concentração que envolviam fermento (Mauri Brasil e Fleischmann Royal) e margarina (Santista Alimentos e Coverbrás, por exemplo), não estão nesse anexo.



Aplicou-se ao anexo 8 o critério (iv) para que se identificasse o grupo de tratamento (dfea=1), formado pelas doze classes CNAE mostradas na tabela 3.1.

**Tabela 3.1: Classes da CNAE classificadas como grupo de tratamento (dfea=1)**

Código CNAE	Classe	Linha do painel
15.32-6	Refino de óleos vegetais	9
15.41-5	Preparação de leite	11
15.42-3	Fabricação de produtos do laticínio	12
15.71-7	Torrefação e moagem de café	23
15.81-4	Fabricação de produtos de padaria, confeitaria e pastelaria	25
15.82-2	Fabricação de biscoitos e bolachas	26
15.83-0	Produção de derivados do cacau e elaboração de chocolates, balas, gomas de mascar	27
15.84-9	Fabricação de massas alimentícias	28
15.85-7	Preparação de especiarias, molhos, temperos e condimentos	29
15.89-0	Fabricação de outros produtos alimentícios	31
15.93-8	Fabricação de malte, cervejas e chopos	34
15.95-4	Fabricação de refrigerantes e refrescos	36

Fonte: Elaboração Própria.

De todas as classes listadas no anexo 8, sete não atenderam ao critério (iv) e, portanto, foram consideradas como “grupo de controle” (dfea=0).

Um caso que ilustra bem a aplicação do critério (iv) é a F&A entre a Sadia e a Só Frango, da classe “abate de aves e outros pequenos animais e preparação de produtos de carne” (15.12-1). Em 2003, o faturamento da Só Frango na linha de produtos industrializados representava 1,1% do faturamento da Sadia<sup>19</sup>. Para frangos inteiros e em cortes, principal atividade da Sadia, a quantidade vendida da Só Frango representava apenas 6,6% da quantidade vendida da Sadia. Como essa é a única F&A registrada para essa classe da CNAE, no período de análise, que atende aos critérios de (i) a (iii), as modificações no ambiente competitivo e produtivo não foram consideradas relevantes o suficiente para categorizar essa classe da CNAE como “grupo de tratamento”.

Pela mesma razão do caso Sadia e Só Frango, outras seis classes CNAE foram classificadas como “grupo de controle”, a saber: “preparação e preservação do pescado e fabricação de conservas de peixe, crustáceos e moluscos” (15.14-8); “processamento,

<sup>19</sup> O faturamento da Só Frango no Brasil, em 2003, foi de R\$ 172,63 milhões, inferior ao valor de R\$ 400 milhões estipulado pela Portaria Conjunta nº 8 SEAE/SDE, de 2 de fevereiro de 2004, que acrescentou inciso ao art. 6º da Portaria Conjunta nº 1/2003/SEAE/SDE.

preservação e produção de conservas de legumes e outros vegetais” (15.22-9); “produção de sucos de frutas e legumes” (15.23-7); “beneficiamento, moagem e preparação de outros alimentos de origem vegetal” (15.59-8); “refino e moagem de açúcar” (15.62-8) e “fabricação, retificação, homogeneização e mistura de aguardentes e outras bebidas destiladas” (15.91-1).

A classe “preparação de produtos dietéticos, alimentos para crianças e outros alimentos conservados” (15.86-5) foi retirada da amostra pois a sua classificação como grupo de tratamento ou grupo de controle é ambígua. O mesmo ocorreu com a classe “fabricação de café solúvel” (15.72-5). Essas classes registraram F&A que atendem aos critérios de (i) a (iii). Porém, pelo critério (iv), as mudanças na participação de mercado não são pequenas o suficiente que possam ser ignoradas, classificando as classes como “grupo de controle” ( $dfea=0$ ), nem são grandes o suficiente, como o verificado nas demais classes, que justifiquem classificá-las como “grupo de tratamento” ( $dfea=1$ ). Ou seja, tanto como grupo de tratamento quanto como grupo de controle, as classes teriam comportamento distinto do verificado nas demais classes classificadas neste trabalho. Portanto, para que a distinção entre grupo de tratamento e controle pudesse ser feita com a menor distorção possível, optou-se por excluir essas duas classes da amostra, sem prejuízo aos graus de liberdade do modelo.

O anexo 9 faz a correspondência entre as classes CNAE com os itens do grupo “Alimentação” do IPC-FIPE. Essa correspondência foi feita respeitando-se a divisão entre os grupos de tratamento e controle. Ou seja, se a classe foi classificada como “grupo de tratamento” ( $dfea=1$ ), então apenas os preços dos produtos envolvidos na F&A (anexo 8) foram agrupados pela ponderação do IPC-FIPE. Por isso a classe “fabricação de produtos do laticínio” (15.42-3) tem como correspondência no IPC-FIPE a média ponderada das séries “petit suisse”, “leite fermentado” e “iogurte”. Demais produtos ou não estão envolvidos em atos de concentração ou, quando presentes numa F&A, não atenderam a um dos critérios de (i) a (iv) definidos acima. O produto “queijo”, por exemplo, foi alvo na operação entre B.G Brasil e Gessy Lever Ltda. Mas tal operação não criou nem elevou poder de mercado, tendo em vista que a parcela do faturamento adquirida pela B.G. Brasil (R\$ 4,9 milhões) representava 0,1% do mercado de queijos. Além disso, a análise da SEAE constatou que a demanda encontrava condições de reação

às tentativas de imposição de aumento de preços e que o nível de barreiras à entrada era baixo. Portanto, “queijo”, mesmo sendo um produto da classe “fabricação de produtos do laticínio” (grupo de tratamento) e tendo sido alvo de uma F&A não fez parte da média ponderada do IPC-FIPE para essa classe.

Seguindo a mesma lógica, a classe “fabricação de produtos de padaria, confeitaria e pastelaria” (15.81-4) foi associada ao item “pão de forma” do IPC-FIPE, pois este foi o produto que teve os impactos mais relevantes das F&A dessa classe. Pelo mesmo critério, para a classe “refino de óleos vegetais” (15.32-6), utilizou-se a série “óleo de soja” e para “fabricação de refrigerantes e refrescos” a série associada do IPC-FIPE foi “refrigerantes”.

Já se a classe da CNAE foi classificada como “grupo de controle” (dfea=0), todos os preços dos produtos dessa classe foram utilizados na ponderação do IPC-FIPE<sup>20</sup>. No caso da classe “fabricação, retificação, homogeneização e mistura de aguardentes e outras bebidas destiladas” (15.91-1), o item “uísque” foi retirado da média ponderada do IPC-FIPE pois houve uma F&A envolvendo esse produto mas, pelo critério (iv), essa classe foi categorizada como “grupo de controle”.

Esse procedimento para as médias ponderadas do IPC-FIPE foi adotado visando distinguir de forma adequada os grupos. Caso contrário, poderíamos ter entre as classes classificadas como grupo de tratamento séries de preços que, mesmo fazendo parte da classe da CNAE, não observaram F&A dentro dos critérios aqui estabelecidos. Ou, no caso do uísque, um produto que sofreu F&A mas está classificado como “grupo de controle” (dfea=0).

---

<sup>20</sup> Como a POF até 1999 não contém alguns produtos que se tornaram relevantes para o consumo nos anos posteriores, os pesos para a média ponderada foram ajustados de forma a levar isso em consideração. Por exemplo, para a classe “fabricação de malte, cervejas e chopes” (15.93-8), usou-se apenas o item “cerveja” do IPC-FIPE até 1999 passando-se a incluir a série “chope” a partir de 2000, por meio de média ponderada. Não foram incluídos na análise alimentos *in natura* que possuem uma dinâmica de preço distinta dos produtos industrializados o que poderia acusar uma diferença de média por conta de outros fatores que não os de ato de concentração. Por isso para a classe “preparação e preservação do pescado e fabricação de conservas de peixe, crustáceos e moluscos” (15.14-8) utilizou-se as séries do IPC-FIPE sardinha em lata e atum em lata.

### ***3.2.2 Sobre as variáveis***

A variável a ser explicada pelo modelo é o índice de preços ao consumidor, representado neste trabalho pelo índice de Preços ao Consumidor do Município de São Paulo (IPC-FIPE). Esse é o mais tradicional indicador da evolução do custo de vida das famílias paulistanas e um dos mais antigos do Brasil. Começou a ser calculado em janeiro de 1939 pela Divisão de Estatística e Documentação da Prefeitura do Município de São Paulo. Em 1968, a responsabilidade do cálculo foi transferida para o Instituto de Pesquisas Econômicas da USP e, posteriormente em 1973, com a criação da FIPE, para esta instituição<sup>21</sup>.

O capítulo 1 mostrou que as modificações no varejo também são importantes para explicar o comportamento dos preços ao consumidor. Ainda mais num contexto de concentração do setor que altera o poder de barganha entre redes varejistas e indústrias, o que afeta margens e tem reflexos nos preços. Porém, como esse efeito do varejo é vivido por todas as empresas de alimentos e bebidas de forma indiscriminada, ou seja, afeta a todos da mesma maneira, não se vê a necessidade de buscar algum controle para a variável “varejo” no modelo aqui proposto. Caso houvesse alguma indicação de que as transações entre varejo e indústria ocorressem de forma distinta para algum setor (classe da CNAE) em relação aos demais, haveria a necessidade de se isolar esse efeito para que não fosse captado de forma equivocada por outra variável de controle ou associada ao erro do modelo.

Os modelos apresentados na revisão de literatura utilizam variáveis de custo industrial como controle para tentar isolar o efeito poder de mercado do efeito eficiência nos preços ao consumidor. Estão presentes nos trabalhos variáveis de concentração (CR4, CR10) e custos (matéria-prima, mão-de-obra, capital...).

Seguindo a mesma direção, buscou-se junto ao IBGE variáveis da PIA (Produção Industrial Anual) para a construção dos controles do modelo deste trabalho. Os dados são

---

<sup>21</sup> <http://www.fipe.org.br/indices/ipc.asp>, acessado em 01 de abril de 2006.

para as classes do grupo “Fabricação de produtos alimentícios e bebidas”, de 1998 a 2003, solicitados da seguinte forma<sup>22</sup>:

1. Faturamento: receita líquida de vendas (receita bruta – deduções)
2. Faturamento das 4 (quatro) maiores: receita líquida de vendas (receita bruta – deduções), para as 4 (quatro) maiores empresas.
3. Faturamento das 10 (dez) maiores: receita líquida de vendas (receita bruta – deduções), para as 10 (dez) maiores empresas.
4. Gastos com pessoal.
5. Gastos com matéria-prima: construída com as variáveis do questionário “Compras do ano”, “Estoque do fim e no início do ano”, “Consumo de combustíveis para acionar maquinaria e aquecimento”, “Compra de energia elétrica usada na produção” “Consumo de peças, acessórios e pequenas ferramentas para manutenção e reparação de máquinas e equipamentos”.
6. Estoque de capital (1): construída a partir do estoque de 1995 acumulando o Investimento Líquido que pode ser dado pelo “Ativo Imobilizado” (Aquisições-Baixas).
7. Estoque de capital (2): construída a partir do estoque de 1995 acumulando o Investimento Líquido que pode ser dado por “Aquisições de Máquinas e Equipamentos Industriais” menos “Baixas de Máquinas e Equipamentos Industriais”.
8. Pessoal ocupado.
9. Produto real: “valor bruto da produção industrial”.
10. Fusões e aquisições: “Mudanças Estruturais” (fusão ou cisão total, cisão parcial, incorporação de/por outra empresa).

Foram solicitadas duas formas de mensuração do estoque de capital, conforme metodologia adotada por SCHOR (2003). As variáveis “faturamento das quatro maiores”

---

<sup>22</sup> Não foram solicitados ao IBGE os dados da PIA *antiga* (anterior a 1996) dadas as dificuldades e fragilidades de se compatibilizar informações obtidas com diferentes metodologias. Essa opção encurta a série de tempo mas continua permitindo a obtenção de resultados robustos via painel.

e “faturamento das dez maiores” foram construídas pelo IBGE e divididas pela variável “faturamento”, obtendo-se assim o CR4 e o CR10 para cada grupo da CNAE.

Além das variáveis da PIA-IBGE, usou-se como variável de controle o IPA-FGV, com o intuito de captar diferenças de custos entre as classes da CNAE. A partir da série desagregada do IPA-FGV, buscaram-se os itens que melhor refletissem os produtos e os componentes de custo a fim de compor uma série específica do IPA-FGV para cada classe da CNAE. Assim, cada classe da CNAE apresenta no painel um IPA específico, construído por média ponderada segundo os pesos de cada série desagregada, como mostra o anexo 10.

### 3.3 – Teste de diferenças de médias

Esta seção apresenta um teste de diferença de médias com o intuito de verificar se nos setores da indústria de alimentos e bebidas em que houve fusões e aquisições (grupo de tratamento) a média da taxa de crescimento dos preços ao consumidor difere do verificado nos setores em que não houve F&A (grupo de controle). O teste verifica se a diferença entre as médias das séries é estatisticamente significativa.

O ideal seria observarmos o mesmo produto nas duas situações: com e sem ato de concentração. Com isso, teríamos o contrafactual necessário. Porém, a construção das séries, como mostrado no item anterior, não possui o contrafactual e sim classes que observaram  $d_{fea}=1$  e classes em que isso não foi verificado. O teste de diferença de média aqui empregado pode ser expresso pela equação (4):

$$E[Y_{Bi} / D_i = 1] - E[Y_{Ai} / D_i = 0] + \Pi \{E[Y_{Ai} / D_i = 1] - E[Y_{Bi} / D_i = 0]\} \quad (4)$$

$D_i$  = *dummy* que indica fusão (1 = com F&A e 0 caso contrário)

$Y_{Bi}$  = classes em que houve atos de concentração

$Y_{Ai}$  = classes os sem ato de concentração

$\Pi$  = viés, por que:

$E[Y_{Ai} / D_i = 1]$  = Contrafactual (não observado) grupo sem fusão, caso tivesse havido fusão ( $D_i = 1$ )

$E[Y_{Bi} / D_i = 0]$  = Contrafactual (não observado) grupo com fusão, caso não tivesse havido fusão ( $D_i = 0$ ).

A hipótese feita no teste de diferença de médias aqui apresentado é que o viés ( $\Pi$ ) é igual a zero, como é mostrado em (5):

$$E[Y_{Ai} / X_i, D_i = 1] = E[Y_{Ai} / X_i, D_i = 0] \quad (5)$$

$X_i$  = ato de concentração

O anexo 9 mostra as classes da CNAE e suas correspondentes séries do IPC. Para o teste de diferenças de médias as séries do IPC correspondentes às classes apresentadas na tabela 3.1 foram agrupadas, mês a mês, formando uma única série com 135 observações (de fevereiro de 1994 a abril de 2005), cuja taxa de crescimento mensal foi confrontada com o agrupamento das demais classes da CNAE.

O anexo 11 mostra os resultados da estimação desse teste. A série 1 é formada pelas classes da CNAE que receberam zero na *dummy* *dfea*, ou seja, é o grupo de controle (sem F&A), enquanto que a série 2 é composta pela média ponderada das séries mensais do IPC-FIPE para as classes que receberam *dfea*=1. A hipótese nula do teste t aqui aplicado é  $H_0$ : média (1) – média (2) = 0. Isso é testado contra as hipóteses alternativas: média (1) > média (2); média (1)  $\neq$  média (2) e média (1) < média (2).

Pelo anexo 11, a hipótese nula é aceita, ou seja, se aceita que a diferença das médias das duas séries é igual a zero<sup>23</sup>.

Porém, esse resultado não permite afirmar que F&A não afetam preços ao consumidor. Por exemplo, se os custos de matéria-prima não variaram de forma igual entre as séries mas, mesmo assim, a média permaneceu a mesma, é por que algum fator, como por exemplo F&A, possibilitou que as médias ficassem iguais, mesmo com custos

---

<sup>23</sup> Os dois grupos acumularam taxa de crescimento negativa no período (julho de 2004 a abril de 2005). O grupo de controle (sem F&A) apresentou taxa de crescimento do IPC-FIPE de -2,14 enquanto que o grupo de tratamento (com F&A) teve taxa de crescimento no período de -2,19.

diferentes. Para que seja constatado que F&A não afeta os preços ao consumidor é preciso incluir variáveis de controle no modelo que capturem mudanças na estrutura da indústria, possibilitando identificar o *efeito líquido* de cada variável. Essa é a proposta do modelo apresentado a seguir<sup>24</sup>.

### ***3.4 – Teste de diferenças em diferenças (DID)***

Com os critérios apresentados no item 3.2.1, a amostra a ser utilizada neste estudo é formada por 30<sup>25</sup> classes de atividades industriais, que compõe a divisão “Fabricação de Produtos Alimentícios e Bebidas”, da PIA, segundo a CNAE, das quais 12 (doze) foram classificadas como “grupo de tratamento” (dfea=1). As informações são tratadas anualmente de 1998 a 2003. Como os dados são estudados na forma de painel, temos 180 linhas, o que minimiza o fato da série de tempo ser relativamente curta, quando comparada ao utilizado em trabalhos internacionais, como abordado pelo item “revisão de literatura”.

O modelo proposto consiste num painel com dados da PIA-IBGE, do IPC-FIPE e do IPA-FGV. No estudo aqui feito, o grupo de tratamento (grupo B) é a série com AC (atos de concentração) e o grupo de controle (grupo A) é a série sem AC significativa<sup>26</sup> (dfea=0). A “mudança de política” a ser analisada entre os dois grupos é justamente ter havido F&A. Uma equação capaz de analisar o impacto de mudança na política é<sup>27</sup>:

---

<sup>24</sup> Os modelos aqui apresentados foram rodados no programa Stata, versão 8.0.

<sup>25</sup> Como explicado anteriormente, seis classes foram retiradas da amostra. As classes “produção de óleos vegetais em bruto” (15.31-8) e “usinas de açúcar” (15.61-0) foram descartadas por não terem referência clara no IPC-FIPE. As classes “preparação de margarina e outras gorduras vegetais e de óleos de origem animal não comestíveis” (15.33-4) e “fabricação de rações balanceadas para animais” (15.56-3) foram retiradas pois são itens “não-comestíveis” estando, portanto, fora do grupo “Alimentação” do IPC-FIPE. As classes “fabricação de café solúvel” (15.72-5) e “preparação de produtos dietéticos, alimentos para crianças e outros alimentos conservados” (15.86-5) foram retiradas da amostra pois a sua classificação como grupo de tratamento ou grupo de controle é ambígua.

<sup>26</sup> Entende-se por significativa a F&A que atende aos quatro critérios estabelecidos neste trabalho.

<sup>27</sup> Baseado em WOOLDRIDGE (2002, 254).



$$\log(IPC_{it}) = \mathbf{q}_t + z_{it}\mathbf{g} + d_1 dfea_{it} + c_i + u_{it} \quad (6)$$

Onde:

$i$  indica a firma e  $t$  o tempo. O parâmetro  $\mathbf{q}_t$  denota o intercepto e  $z_{it}$  é um vetor que traz o conjunto de características observáveis que podem afetar o IPC-FIPE (as variáveis da PIA-IBGE e o IPA-FGV). A variável de interesse ( $y$ ) é o  $\log(IPC_{it})$ . A variável  $d_1 dfea_{it}$  separa a amostra em grupo de tratamento e grupo de controle. A variável  $c_i$  representa *variáveis omitidas* que podem afetar o modelo. Capacidade gerencial, por exemplo, é uma variável capaz de afetar  $y$  bem como afetar a possibilidade de uma empresa fazer parte do grupo de tratamento, ou seja, ser alvo de uma F&A. Neste caso, a  $dfea_{it}$  estaria correlacionada com a “habilidade” da empresa, causando o problema de auto-seleção. O importante é que  $u_{it}$  seja não correlacionado com  $dfea_{it}$ , ou seja, que todas as informações relevantes que possam explicar  $dfea_{it}$  estejam no modelo. Caso contrário, alguma informação importante pode ser levada para o  $u_{it}$ .

Considerando:

$\bar{y}_{A,1}$  : média amostral de  $y$  para o grupo de controle no primeiro ano

$\bar{y}_{A,2}$  : média amostral de  $y$  para o grupo de controle no segundo ano

$\bar{y}_{B,1}$  : média amostral de  $y$  para o grupo de tratamento no primeiro ano

$\bar{y}_{B,2}$  : média amostral de  $y$  para o grupo de tratamento no segundo ano

O estimador MQO  $\hat{d}_1$  é dado por:

$$\hat{d}_1 = (\bar{y}_{B,2} - \bar{y}_{B,1}) - (\bar{y}_{A,2} - \bar{y}_{A,1}) \quad (7)$$

ou

$$\hat{d}_1 = \bar{Y}_{tratamento} - \bar{Y}_{controle} \quad (8)$$

Esse é o estimador *diferenças em diferenças (DID)* e representa uma forma de analisar efeitos de política usando primeira diferença.

Uma possibilidade de cálculo alternativa a esse estimador seria ignorar totalmente o grupo controle e usar a mudança na média com o tempo para o grupo tratamento ( $\bar{y}_{B,2} - \bar{y}_{B,1}$ ) para medir o efeito da política. O problema com isso é que a resposta média pode mudar com o tempo por razões não relacionadas com mudança de política.

Outra possibilidade alternativa seria ignorar o primeiro ano (período de tempo) e calcular a diferença nas médias para o tratamento e o grupo de controle no segundo período do tempo: ( $\bar{y}_{B,2} - \bar{y}_{A,2}$ ). O problema com este procedimento *cross-section* puro é que pode haver diferenças sistemáticas, não mensuráveis no tratamento e no grupo controle que não têm nenhuma relação com o tratamento, e, portanto, atribuir a diferença nas médias a uma política pode estar errado.

Os dados da PIA e o IPA-FGV fornecem as variáveis de exógenas, permitindo isolar o efeito das F&A nos preços ao consumidor.

O anexo 12 mostra os resultados da estimação do modelo aqui apresentado, com diferentes especificações. A tabela 3.2 resume as principais estatísticas resultantes de cada uma dessas especificações. O que varia de uma equação para outra é o tipo de controle adotado, ou seja, a variável exógena (ou a combinação de variáveis) utilizada como explicativa (controle) no modelo. Observando o comportamento da variável *dfea* é possível perceber se F&A é uma variável relevante para explicar possíveis diferenças no comportamento da variável dependente (IPC-FIPE), ou seja, na taxa de crescimento dos preços ao consumidor. Se significativa, aceitamos que F&A impacta o IPC-FIPE e seu coeficiente indica a magnitude e a direção desse efeito.

A primeira equação não inclui variável exógena, com o intuito de testar apenas a significância da *dfea*. Percebe-se que ela é altamente significativa (aceita com 95% de significância), e seu valor é negativo, sugerindo que F&A reduzem em média 2,4% o IPC-FIPE.

Porém, não é possível afirmar que esse efeito de -2,4% é de fato devido às F&A. Como não há nenhum controle na equação, o coeficiente da variável *dfea* pode estar captando erroneamente outras diferenças que existem entre o grupo de tratamento e o de controle. As equações seguintes buscam justamente testar a magnitude desse efeito de forma isolada, ou seja, controlando variáveis que também podem gerar alguma diferença entre os grupos.

A segunda equação inclui *dummies* de ano com o objetivo de isolar efeitos da inflação propriamente dita (efeito cíclicos e outras características inerentes a cada classe da CNAE que não variam ao longo do tempo) que podem causar mudanças nos preços relativos dos grupos. Ou seja, sem as *dummies* de ano pode ser que a diferença entre os grupos de tratamento e de controle esteja sendo contaminada pela inflação, sinalizando de forma equivocada diferenças entre os preços relativos dos grupos. Nota-se que o coeficiente da *dfea* não se altera, porém sua significância aumenta, indicando que as *dummies* de ano melhoram o modelo. Os coeficientes das *dummies* de ano também são significativos, exceto para o ano de 2000. Por multicolinearidade, a variável *dummy* para o ano de 2003 é excluída automaticamente do modelo. Para mantê-la, a equação 3 retira a constante do modelo e refaz a estimação por máxima verossimilhança<sup>28</sup> (não mais por efeitos aleatórios). O resultado mostra que o coeficiente da *dfea* novamente não se altera, sua significância aumenta ainda mais e todas as *dummies* de ano são aceitas como significativas, a 95% de significância.

As equações de 4 a 12 do Anexo 12 repetem o modelo da equação 3, incluindo, respectivamente, as variáveis exógenas CR4, CR10, faturamento total (*fattotal*), gastos com pessoal (*gpessoal*), gastos com matéria prima (*gmp*), produto, estoque de capital (pelos dois critérios explicados no sub-ítem *sobre as variáveis*, formando as variáveis

---

<sup>28</sup> O método de máxima verossimilhança estima os valores dos parâmetros da distribuição que maximiza a função de verossimilhança. Em outras palavras, se os dados tem uma distribuição normal, para cada combinação diferente da média e variância, tem-se diferentes distribuições normais e o estimador de máxima verossimilhança selecionará o par média e variância que melhor explique a amostra observada - o que significa achar o par que dá probabilidade máxima à amostra observada. O estimador de máxima verossimilhança tem muitas propriedades da teoria das grandes amostras que torna o seu resultado mais atrativo. O estimador é assintoticamente consistente, significa que quanto maior o tamanho da amostra, mais próximos os valores das estimativas estarão dos verdadeiros valores. Ele é não-viesado, isto é, sua esperança é igual ao valor estimado. Ele também é assintoticamente eficiente, quanto maior a amostra, maior a precisão das estimativas. Os parâmetros estimados são normalmente distribuídos.

capital1 e capital2) e, por fim, o IPA-FGV (IPA). O objetivo é incluir controles para isolar o efeito da dfea, ou seja, fazer com esta variável capte apenas o efeito da F&A.

Nota-se dos resultados do anexo 12 e do resumo da tabela 3.2 que o coeficiente da dfea sofre variações muito suaves, tanto no seu valor (média de -0,0234) quanto no seu nível de significância (sempre é aceita a 95% de significância). Efeito similar é observado para as *dummies* de ano. Com relação às variáveis explicativas, nenhum controle da PIA-IBGE pôde ser aceito como significativo. Já o IPA-FGV é altamente significativo, como mostra a equação 12 (aceito com 99% de significância). Nessa equação a dfea apresenta queda no seu nível de significância mas continua sendo aceita como significativa a 95% e seu coeficiente mantém o valor negativo, em -0,01846. Essa queda de significância na dfea pode ser atribuída ao fato do IPA-FGV ser aceito como variável controle. Ou seja, parte da diferença do IPC-FIPE entre os grupos de tratamento e controle que vinha sendo explicada pela dfea passa a ser explicada pelo IPA-FGV, reduzindo a significância da dfea.

**Tabela 3.2: Resumo das estatísticas das equações do anexo 12**

Variável	Est.	EQUAÇÕES											
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Const.	Coef.	0.588	0.095										
	z	-2.44	7.76										
	P> z	0.015	0.000										
dfea	Coef.	-0.025	-0.024	-0.025	-0.025	-0.025	-0.023	-0.021	-0.024	-0.023	-0.022	-0.022	-0.018
	z	-2.44	-2.54	-2.59	-2.59	-2.63	-2.40	-2.11	-2.52	-2.42	-2.28	-2.23	-2.02
	P> z	0.015	0.011	0.010	0.010	0.009	0.017	0.035	0.012	0.015	0.023	0.026	0.044
d98	Coef.		-0.058	0.036	0.036	0.047	0.040	0.041	0.039	0.040	0.041	0.041	0.030
	z		-3.58	3.02	2.23	2.41	3.21	3.18	3.17	3.19	3.27	3.28	2.64
	P> z		0.000	0.003	0.026	0.016	0.001	0.001	0.002	0.001	0.001	0.001	0.008
d99	Coef.		-0.051	0.043	0.044	0.055	0.047	0.047	0.047	0.047	0.045	0.046	0.017
	z		-3.14	3.62	2.048	2.66	3.78	3.77	3.75	3.76	3.78	3.80	1.31
	P> z		0.002	0.000	0.013	0.008	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.191
d00	Coef.		-0.018	0.077	0.077	0.088	0.080	0.080	0.080	0.080	0.080	0.081	0.066
	z		-1.10	6.41	4.49	4.35	6.46	6.46	6.41	6.44	6.54	6.53	5.62
	P> z		0.269	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
d01	Coef.		-0.053	0.041	0.042	0.054	0.045	0.044	0.045	0.045	0.044	0.044	0.025
	z		-3.27	3.44	2.23	2.46	3.61	3.59	3.57	3.59	3.63	3.63	2.03
	P> z		0.001	0.001	0.026	0.014	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.042
d02	Coef.		-0.033	0.031	0.062	0.073	0.065	0.064	0.065	0.065	0.063	0.063	0.019
	z		-2.04	5.13	3.51	3.53	5.25	5.25	5.21	5.23	5.27	5.28	1.20
	P> z		0.042	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.228
d03	Coef.		-	0.095	0.095	0.108	0.098	0.097	0.098	0.098	0.097	0.096	0.083
	z		-	7.92	5.12	4.85	7.91	7.97	7.84	7.90	8.06	8.04	7.04
	P> z		-	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
cr4	Coef.				-0.001								
	z				-0.03								
	P> z				0.978								
cr10	Coef.					-0.018							
	z					-0.71							
	P> z					0.479							
fattotal	Coef.					-0.000							
	z					-1.06							
	P> z					0.289							
gpeessoal	Coef.						-0.000						
	z						-1.02						
	P> z						0.308						
gmp	Coef.							-0.000					
	z							-0.97					
	P> z							0.334					
produto	Coef.								-0.000				
	z								-1.01				
	P> z								0.314				
capital1	Coef.									-0.000			
	z									-1.29			
	P> z									0.199			
capital2	Coef.										-0.000		
	z										-1.28		
	P> z										0.200		
IPA	Coef.												0.108
	z												4.12
	P> z												0.000

Fonte: Elaboração própria. Resultados obtidos por meio do programa Stata, versão 8.0.

Assim, verifica-se que a *dfea* sempre é aceita a 95% de significância, e seu coeficiente mantém-se estável, em torno de -0,023, indicando que o modelo apresenta resultados robustos. A equação 12 é a melhor especificação do modelo, pois tanto o IPA-FGV quanto as *dummies* de ano (exceto para os anos 1999 e 2002), mostram-se significativos. A equação 12 estimada, com o valor da estatística *z* em parênteses, é dada por:

$$\log(\text{IPC}) = -0,018d_{fea} + 0,030d_{98} + 0,017d_{99} + 0,066d_{00} + 0,025d_{01} + 0,019d_{02} + 0,083d_{03} + 0,108IPA$$

$$(-2,02) \quad (2,64) \quad (1,31) \quad (5,62) \quad (2,03) \quad (1,20) \quad (7,04) \quad (4,12)$$

Tentando melhorar o nível de significância das variáveis da PIA-IBGE, as especificações do anexo 12 foram refeitas, incluindo-se sempre o IPA-FGV que foi o controle mais robusto. Os resultados são apresentados no anexo 13 e resumidos na tabela 3.3. Novamente, nenhuma variável da PIA-IBGE foi aceita como controle. Vale observar que a *dfea* manteve o valor do seu coeficiente próximo ao observado na equação 12 do anexo 12 (-0,018), que foi obtido com o IPA-FGV como controle. Sua significância também é mantida em torno de 95%, exceto para a equação com a variável “gastos com pessoal”. Porém, como essa variável não apresenta significância, a especificação dada pela equação não é relevante para o modelo em estudo. A variável IPA-FGV é sempre aceita, com alto nível de significância (99%), em todas as equações. Esse comportamento estável da significância e coeficiente tanto para a variável IPA-FGV quanto para a variável *dfea* reforçam a robustez e consistência dos resultados do modelo aqui apresentado.

**Tabela 3.3: Resumo das estatísticas das equações do anexo 13**

Variável	Est.	EQUAÇÕES							
		1	2	3	4	5	6	7	8
dfea	Coef.	-0.019	-0.019	-0.017	-0.016	-0.018	-0.017	-0.016	-0.016
	z	2.03	-2.06	-1.84	-1.61	-1.95	-1.86	-1.73	-1.70
	P> z	0.043	0.040	0.066	0.107	0.051	0.063	0.084	0.09
IPA	Coef.	0.109	0.110	0.108	0.107	0.108	0.108	0.108	0.107
	z	4.13	4.19	4.11	4.09	4.012	4.11	4.11	4.10
	P> z	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
d98	Coef.	0.033	0.045	0.035	0.035	0.034	0.034	0.035	0.035
	z	2.14	2.45	2.84	2.79	2.82	2.83	2.90	2.91
	P> z	0.033	0.014	0.004	0.005	0.005	0.005	0.004	0.004
d99	Coef.	0.020	0.033	0.021	0.020	0.021	0.025	0.019	0.019
	z	1.15	1.63	1.53	1.51	1.53	1.52	1.47	1.50
	P> z	0.249	0.104	0.125	0.132	0.127	0.129	0.142	0.113
d00	Coef.	0.069	0.082	0.069	0.069	0.069	0.069	0.069	0.70
	z	4.19	4.21	5.69	5.66	5.66	5.68	5.77	5.75
	P> z	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
d01	Coef.	0.028	0.043	0.028	0.028	0.023	0.028	0.028	0.027
	z	1.57	2.00	2.25	2.20	2.24	2.24	2.24	2.24
	P> z	0.116	0.045	0.025	0.028	0.025	0.025	0.025	0.025
d02	Coef.	0.022	0.035	0.022	0.021	0.022	0.022	0.021	0.020
	z	1.13	1.58	1.39	1.34	1.39	1.38	1.34	1.34
	P> z	0.259	0.114	0.164	0.179	0.165	0.167	0.181	0.179
d03	Coef.	0.086	0.101	0.087	0.085	0.087	0.086	0.085	0.084
	z	0.018	4.74	7.06	7.08	7.02	7.05	7.18	7.15
	P> z	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
cr4	Coef.	-0.007							
	z	-0.28							
	P> z	0.780							
cr10	Coef.		-0.025						
	z		-1.03						
	P> z		0.304						
fattotal	Coef.			-0.000					
	z			-1.03					
	P> z			0.304					
gpeessoal	Coef.				-0.000				
	z				-0.90				
	P> z				0.366				
gmp	Coef.					-0.000			
	z					-0.98			
	P> z					0.327			
produto	Coef.						-0.000		
	z						-0.98		
	P> z						0.326		
capital1	Coef.							-0.000	
	z							-1.24	
	P> z							0.214	
capital2	Coef.								-0.000
	z								-1.21
	P> z								0.226

Fonte: Elaboração própria. Resultados obtidos por meio do programa Stata, versão 8.0.

O anexo 14 traz os resultados para o painel dinâmico, em que as defasagens da variável IPC-FIPE são usadas como explicativas no modelo. Normalmente em modelos que utilizam séries de preço, o teste de Arellano-Bond aceita as defasagens da variável a ser explicada pelo modelo como significativas. No caso em tela, as defasagens do IPC-FIPE não foram aceitas como significativas. Uma explicação para esse resultado é que o modelo não usa dados mensais e sim a taxa de crescimento anual, tendo, portanto, uma observação para cada ano. Por multicolinearidade, as *dummies* são excluídas (equação 1 do anexo 14) mesmo quando o teste é feito sem constante (equação 2). Não é possível usar dados mensais nesta modelagem pois as variáveis explicativas da PIA-IBGE são anuais.

### ***3.5 – Interpretação dos resultados***

O teste de média aceita que as séries com as taxas de crescimento do IPC-FIPE para o grupo de tratamento e o grupo de controle têm médias iguais. Porém, o teste de diferenças em diferenças, com variáveis de controle, constatou que F&A afetam preços ao consumidor. Ou seja, pode-se inferir que se não tivesse havido F&A a média de preços entre os grupos de tratamento e de controle não seria a mesma.

Os resultados dos testes permitem afirmar que F&A reduziram, em média, 1,85% os preços ao consumidor no período analisado (1998 a 2003). Esse resultado foi obtido controlando-se por custo de matéria-prima (IPA-FGV) e por *dummies* de ano que ficaram significativas a 99% e 95%, respectivamente. Isso permite isolar o efeito da F&A, sem que seja atribuído erroneamente a essa variável outros efeitos (custo de produção e inflação) que também explicam a diferença na taxa de crescimento dos preços ao consumidor entre os grupos de tratamento e controle. Outras variáveis de controle que visam captar diferenças nas estruturas produtiva, obtidas junto a PIA-IBGE, não se mostraram significativas em nenhuma especificação do modelo.



Uma possível explicação para esse efeito negativo das F&A nos preços ao consumidor é o repasse de ganhos de eficiência. A presença de economias de escala (queda do custo unitário com o aumento da capacidade de produção) e escopo (compartilhamento de ativos produtivos entre diferentes produtos) em setores do grupo de tratamento<sup>29</sup> é uma razão provável para que a F&A tenha impacto negativo nos preços ao consumidor, além de possíveis ganhos advindos com melhoria na gestão dado que muitas empresas alvo de F&A vinham passando por crises de sucessão familiar que provavelmente tinham impactos negativos no desempenho das firmas.

Por meio de uma F&A é possível melhorar a gestão financeira das empresas envolvidas no ato de concentração com, por exemplo, a melhoria na captação de recursos humanos e a arbitragem de juros internos e externos. A maior escala pode permitir a captação a juros mais baixos; maior flexibilidade nas políticas de fornecimento de crédito e melhor gestão de riscos. (LAZARRINI & NUNES, 1999: 303)

A redução de capacidade ociosa também contribui para a queda dos custos médios, pela menor participação dos custos fixos associados a uma determinada planta. Melhoria na logística também pode representar ganhos de eficiência resultantes de uma F&A. A logística assume papel fundamental na eficiência do processo de aquisição de matérias-primas e insumos e também no escoamento de produtos. Aspectos logísticos geram quase-rendas tanto por uma redução de custos em relação ao patamar médio praticado pela indústria, quanto por um maior domínio sobre rotas específicas. (LAZARRINI & NUNES, 1999:302).

Melhores contratos com as redes varejistas também podem representar ganhos resultantes de uma F&A.

A tabela 3.4 ilustra economias de escala para o sistema agroindustrial (SAG) do leite, mostrando o custo de tanques de expansão. O resfriamento do leite requer equipamentos de dimensões mínimas de produção. O menor resfriador “oferecido no mercado tem capacidade para 200 litros de leites/dia, o que exige uma produção diária

---

<sup>29</sup> Os setores estão listados na tabela 3.1.

média de pelo menos 100 litros/dia, considerando a coleta a granel a cada dois dias<sup>30</sup>. O custo do equipamento declina à medida que a capacidade produtiva cresce, conferindo vantagens de custo aos produtores maiores. (Zylberstajn & Neves; 2000:43)<sup>31</sup>.

**Tabela 3.4: Economias de escala para o SAG do Leite**

Capacidade (em l)	Preço Unitário (R\$)	Custo por Litro
330	2062	6,24
550	3094	5,62
1100	3639	3,31
1600	4584	2,86
2200	5464	2,48

Fonte: Leite do Brasil, Ano XIII, no.7, ago. 1998, p.26 in Zylberstajn & Neves, 2000, p. 44.

Há economias de escala no esmagamento de soja<sup>32</sup>, como mostra a tabela 3.5. Os custos médios de esmagamento decrescem à medida que aumenta o tamanho da planta industrial.

**Tabela 3.5: Economias de escala no esmagamento de soja**

Aumento de escala	Redução de Custos
De 300 para 600 t/dia	15,0%
De 600 para 1.000 t/dia	3,5%
De 1.000 para 1.500 t/dia	7,0%
De 1.500 para 2.000 t/dia	5,6%

Fonte: Sparks Companies, em LAZARRINI & NUNES, 1999 p. 300.

Efeito similar é identificado por Farina in Zylberstajn & Neves (2000, p.44) na moagem do trigo que favorece os estabelecimentos de maior capacidade produtiva (custos por tonelada caem com expansão da capacidade de moagem).

Para a indústria de cervejas, Farina in Zylberstajn & Neves (2000:46) observa pelo número de plantas na indústria de cervejas nos Estados Unidos e o tamanho médio das plantas que apesar da produção total da indústria ter crescido, o número de plantas

<sup>30</sup> Os dados e informações tecnológicas referem-se a meados da década de 90. (Zylberstajn & Neves; 2000:43).

<sup>31</sup> Para maiores detalhes sobre o sistema agroindustrial do leite, ver JANK & GALAN, 1999.

<sup>32</sup> Para maiores detalhes sobre o sistema agroindustrial da soja LAZARRINI & NUNES, 1999

decreceu entre 1947 (total de 465) e 1983 (total de 80), indicando um aumento do tamanho médio das plantas produtivas, como mostra a tabela 3.6.

**Tabela 3.6: Evolução do número de plantas para a indústria de cerveja norte-americana**

Capacidade Anual (milhares de barris)	1959	1971	1979
0 – 25	11	2	2
26 – 100	57	19	8
101 – 250	51	19	6
251 – 2000	88	67	26
2001 – 3000	5	9	6
3001 – 4000	3	3	7
4000 +	2	7	20

Fonte: Carlton & Perloff (1990:50) *apud* Elzinga, 1986, p. 215 *in* Zylberstajn & Neves, 2000, p. 46.

Uma economia de escopo relevante é a distribuição. Mudanças no varejo (aumento da concentração) tornam essa economia de escopo ainda mais importante (aumenta o poder de barganha na negociação com o varejo que está mais concentrado, tendendo a reduzir as margens da indústria).

O setor de bebidas, por exemplo, apresenta economias de escopo na distribuição. Um ato de concentração entre cerveja, refrigerante<sup>33</sup>, água e/ou sucos, por exemplo, permite reduzir os custos de distribuição além de divulgar a marca em distintas regiões.

Para ter economias de escopo, os fabricantes de cerveja produzem também refrigerantes e outras bebidas. Economias de escala são possíveis nessa indústria sobretudo pela compra de matéria-prima em maior escala; aumento da produtividade com incremento no uso da planta e distribuição tanto pelos ganhos logísticos quanto pela propaganda (Silva, 2003: 52).

<sup>33</sup> A fabricação de refrigerantes, segundo dados da ABIA, entre 1993 e 2000 passou de 5,5 bilhões de litros para 12,8 bilhões, o que representa um crescimento de mais de 134%. (Silveira, 2005: 150).

## Considerações Finais

As mudanças institucionais ao longo da década de 90 causaram alterações nos padrões de concorrência ao longo de todo o sistema agroindustrial, impactando os preços ao consumidor.

O objetivo principal do trabalho foi responder se as fusões e aquisições ocorridas na indústria de alimentos e bebidas produziram efeitos nos preços ao consumidor. A análise dos dados agregados possibilita verificar que o item “alimentos industrializados” vem apresentando variações de preços abaixo do nível geral de preços desde 1994. Concorrem para esse resultado as transformações vividas pela indústria, pelo varejo e pela demanda de alimentos e bebidas no Brasil.

A indústria brasileira de alimentos e bebidas assistiu a um intenso movimento de F&A na década de 90. Isso alterou a configuração da oferta, tornando o mercado mais concentrado, como mostra a evolução do CR10 da indústria. Por esse movimento, pode-se esperar uma pressão positiva nos preços ao consumidor por conta de um possível incremento do poder de mercado. Por outro lado, o repasse de ganhos de eficiência obtidos com a F&A pode pressionar negativamente os preços ao consumidor.

O varejo também assistiu a um forte movimento de fusões e aquisições, com aumento da concentração amenizado pela manutenção de lojas tradicionais. É de se esperar que a disputa por margens entre varejo e indústria também afete preços ao consumidor.

Pelo lado da demanda, o fim da inflação mensal de dois dígitos mudou o perfil do consumo brasileiro, afetando o ambiente competitivo. As compras são realizadas em intervalos mais curtos de tempo, pois a inflação mais baixa possibilita a melhor administração dos recursos ao longo do mês, tornando o consumidor mais propenso a experimentar novas marcas e produtos pois adquire pequenas quantidades a cada compra. Por esse movimento, os consumidores tendem a ficar menos fiéis às marcas e, conseqüentemente, mais elásticos a preço.

Os contrastes regionais acusam diferentes elasticidades-renda da demanda e consequentemente distintas elasticidades-preço. Além disso, a mudança na composição da população nacional no que diz respeito à idade e ao sexo, por exemplo, reserva nichos de mercado com grande potencial a ser explorado. Dessa forma, o efeito pelo lado da demanda na taxa de crescimento dos preços ao consumidor não é claro.

Buscando responder se F&A impactam os preços ao consumidor foi feito um teste de diferença de médias que aceitou a hipótese de que a média de preços para o grupo de controle não difere da média de preços do grupo de tratamento.

Apenas com esse resultado não é possível afirmar que F&A não afeta os preços ao consumidor pois tal efeito pode ser anulado por outro (como variações no custo, por exemplo), mantendo as médias iguais. De fato, as médias são iguais mas as F&As têm efeitos distintos em cada grupo como demonstrou o teste de diferenças em diferenças, com as variáveis de controle. Tais variáveis permitiram captar mudanças na estrutura da indústria, como os custos captados pelo IPA (Índice de Preços no Atacado) que foi um controle significativo para o modelo. O resultado é que F&A reduziram, em média, 1,85% os preços ao consumidor no período analisado (1998 a 2003). Ou seja, mesmo que as médias dos dois grupos sejam iguais, é possível afirmar que F&A impactam preços ao consumidor permitindo concluir que sem F&A possivelmente o preço ao consumidor do grupo de tratamento seria maior.

O repasse de ganhos de eficiência obtidos com a F&A, como economias de escala, economias de escopo, melhor gestão administrativa e financeira, ganhos de logística, redução de capacidade ociosa além de melhores contratos com redes varejistas são explicações possíveis desse resultado. Isso é reforçado pelo contexto atual da economia brasileira em que o ambiente competitivo e a demanda potencial favorecem repasse de ganhos como estratégia adequada para a manutenção e/ou expansão do mercado. Este trabalho indica, portanto, que para a indústria de alimentos e bebidas brasileira o *efeito eficiência* predomina sobre o *efeito poder de mercado* entre 1998 e 2003.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

APPELBAUM, E., “The Estimation of the Degree of Oligopoly Power”, *Journal of Econometrics*, 9, pp. 287-299. 1982.

ASPLUND, M; FRIBERG, R.. **Food prices and market structure in Sweden**. E.A. R. I. E. Conference. The Stockholm School of Economics. 1999.

AZZAM, A. M; ANDERSSON, H. **Market Power and Cost-Efficiency – Effects of Concentration in a Mixed Oligopoly**. University of Nebraska. Department of Agricultural Economics. 12 de julho de 2001.

AZZAM, A.M. “Measuring Market Power and Cost-Efficiency Effects of Industrial Concentration”. *Journal of Industrial Economics* 45 (1997): 377-386.

AZZAM, A.M. and J.Schroeter “Tradeoffs between Oligopsony Power and Cost-Efficiency from Horizontal Consolidation: An Example from Beef Packing” *American Journal of Agricultural Economics* 77 (1995):822-836.

AZZAM, A.M. Testing the Competitiveness of Food price Spreads, *Journal of Agricultural Economics* 43: 248-56. 1992.

BAIN, J.S, Relation of profit Rate to industry Concentration: American manufacturing, 1936-1940. *Quarterly Journal of Economics* 65:293-324. 1951.

BELIK, W. “Agroindústria e Reestruturação Industrial no Brasil: Elementos para uma avaliação”. *Cadernos de Ciência & Tecnologia, Brasília*, v. 11, n. 1/3, (1994): 58-75.

BHUYAN, S. and R.A. Lopez “Welfare Losses under Alternative Oligopoly Regimes: The U.S. Food and Tobacco Manufacturing Industries”. *Journal of Agricultural and Applied Economics* 27 (1995): 577-587.

BLISKA, F. M. M e GUILOHO, J. J. M. “Relações entre as exportações brasileiras de carnes e a economia brasileira”. *Agricultura em São Paulo*, SP, 47(1): 1-31, 2000.

BNDES (Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social). (2000a). Um Breve Panorama Mundial do Comércio Varejista de Alimentos: Estudos Setoriais. Brasília: BNDES.

BNDES (Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social). (2000b). Supermercados no Brasil – o Movimento das Grandes Empresas: Estudos Setoriais. Brasília: BNDES.

BNDES (Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social). (2000c). Supermercados no Brasil – o Movimento das Empresas Menores: Estudos Setoriais. Brasília: BNDES.

BONELLI, R; FONSECA, R. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro, Ipea, v. 28, n. 2, agosto de 1998.

CASTRO, P. F; MAGALHÃES, L. C. G. Recebimento e dispêndio das famílias brasileiras: evidências recentes da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) – 1995/1996. **Texto para discussão no. 614**. IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Brasília, dezembro de 1998.

DIAS, G. L. S.; AMARAL, C. M. Mudanças estruturais na agricultura brasileira, 1980-1998, *In*; BAUMANN, R. (coord.) Brasil: uma década em transição. Capítulo 6. Rio de Janeiro: Campus, 2000.

DICKSON, V.; SUN, Y. “Revisiting the Price Effects of Rising Concentration in U.S. Food Manufacturing” *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, 2004, vol. 2, issue 1, pp. 1103-1103.

FARINA, E.M.M.Q; NUNES, R. A evolução do sistema agroalimentar no Brasil e a redução de preços para o consumidor: os efeitos da atuação dos grandes compradores. **Texto para discussão no. 970**. IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Brasília, agosto de 2003.

FARINA, E.M.M.Q; NUNES, R. and MONTEIRO, G.F. de A. Supermarkets and Their Impacts on the Agrifood System of Brazil: The competition Among Retailers. **Agribusiness – An International Journal**, vol. 21, no. 2, Spring 2005. 133-146.

FGV (Fundação Getúlio Vargas) Impactos verticais da concentração do setor varejistas brasileiro. São Paulo. FGV. 2003.

FIUZA, E.P.S. Estudos Econométricos em Organização Industrial no Brasil, *in Microeconomia e Sociedade no Brasil*. Marcos de B. Lisboa e Naércio A. Menezes-Filho (org). Rio de Janeiro: Contra Capa. 2001.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. Prentice-Hall. 1996.

HOFFMANN, R. Elasticidades-renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano em 1995-1996. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 47, n.1, 2000.

HOMEM DE MELO, F. Agricultura brasileira nos anos 90: o real e o futuro. **Economia Aplicada**, v. 2, n.1, março de 1998.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa de Orçamentos Familiares: – 2002 – 2003, Aquisição Alimentar Domiciliar *per capita* – Brasil e Grandes Regiões. Rio de Janeiro, 2004.

JANK, M. S., GALAN, V. B. **Competitividade do Sistema Agroindustrial do Leite**. PENSA – Programa de Estudo dos Negócios dos Sistemas Agroindustriais. 1999:180-271.

KINSEY, J. D. **Concentration of ownership in food retailing: a review of the evidence about consumer impact**. Working Paper 98-04. The Retail Food Industry Center. University of Minnesota. 1998.

LAVINAS, L. Acessibilidade Alimentar e estabilização econômica no Brasil dos anos 90. **Texto para discussão no. 591**. IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Brasília, setembro de 1998.

LAZARRINI, S. G., NUNES, R. **Competitividade do Sistema Agroindustrial da Soja**. PENSA – Programa de Estudo dos Negócios dos Sistemas Agroindustriais. 1999:195-420.

LOPEZ, R.A.C., LIRÓN-ESPAÑA. **Social Welfare and the Market Power-Efficiency Tradeoff in the U.S. Food Processing: A note**. *Journal of Agriculture & Food Industrial Organization* 1 (2003): Article 5. Disponível em <http://www.bepress.com/jafio/vol1/iss1/art5> (acessado em 21/06/2005).

LOPEZ, R.A.; AZZAM, A.M.; LIRÓN, C. **Market Power and/or Efficiency: A structural approach**. *Review of Industrial Organization* 20: 115-126, 2002.

MENDONÇA DE BARROS, J. R.; RIZZIERI, J. A. B.; PICCHETTI, P. **Os efeitos da pesquisa agrícola para o consumidor** (Relatório de pesquisa). Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, São Paulo, 2001.

MENEZES, T. SILVEIRA, F. MAGALHÃES, L., DINIZ, B. Elasticidade renda dos produtos alimentares no Brasil e Regiões Metropolitanas: uma aplicação dos micro-dados da POF 1995/96. *mimeo*. 2000.



MENEZES, T., SILVEIRA, F. MAGALHÃES, L., TOMICH, F., VIANNA, S. Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do Brasil: Aplicação do modelo AID aos microdados da POF 1995/1996 IBGE. **Texto para discussão no. 896**. IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Brasília, julho de 2002.

MONDINI, L. e MONTEIRO, C. A. **Mudanças no padrão de alimentação da população urbana brasileira (1962-1988)**. *Rev. Saúde Pública*. [online]. dez. 1994, vol.28, no.6 [citado 01 Abril 2006], p.433-439. Disponível na World Wide Web: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0034-89101994000600007&lng=pt&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-89101994000600007&lng=pt&nrm=iso)>. ISSN 0034-8910.

PETERSON, E.V. and J.M. CONNOR “A comparison of oligopoly welfare loss estimates for U.S. Food Manufacturing”. *American Journal of Agricultural Economics* 77 (May 1995): 300-308.

SEAE (Secretaria de Acompanhamento Econômico do Ministério da Fazenda) e SDE (Secretaria de Direito Econômico do Ministério da Justiça). *Guia de Concentrações Horizontais. Portaria Conjunta no. 50, de 1o. de Agosto de 2001*.

SCHOR, A. **Produtividade e Liberalização Comercial: Firms industriais brasileiras, 1986-1998**. Tese apresentada ao departamento de Economia da FEA-USP, para obtenção do título de doutor em Teoria Econômica. Orientador: Prof. Dr. Naércio Aquino Menezes Filho. Fevereiro, 2003.

SCORZAFAVE, L. G. D. S. **Caracterização da Inserção Feminina no mercado de trabalho e seus efeitos sobre a distribuição de renda**. Tese apresentada ao departamento de Economia da FEA-USP, para obtenção do título de doutor em Teoria Econômica. Orientador: Prof. Dr. Naércio Aquino Menezes Filho. 2004.

SILVA, C. L. “Indústria Cervejeira: um mercado em constante transformação”. *Revista FAE BUSINESS*, n. 6, ago. 2003.

SILVEIRA, F.R.R **A evolução dos preços dos produtos alimentares industrializados na década de 1990: um estudo da cadeia ampliada**. Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da UNESP para obtenção do título de mestre em Economia. Orientador: Prof. Dr. Renato Leite Marcondes. Agosto de 2005.

TIROLE, J. *The Theory of Industrial Organization*, Cambridge (Mass.): MIT Press. 1989.

VIEGAS, C.A.S. **Empresas Multinacionais na Indústria Brasileira de Alimentos**. Dissertação apresentada ao departamento de Economia da FEA-USP, para obtenção do título de Mestre em Economia das Instituições e Desenvolvimento. Orientador: Profa. Dra. Elizabeth Farina. Junho de 2002.

ZEIDAN, R.M. **Robustez dos modelos da new empirical industrial organization (NEIO) com aplicação ao mercado brasileiro de cimento.** Segundo ensaio da tese de doutorado “Ensaio sobre Poder de Mercado”, apresentado ao IE.UFRJ em março de 2005.

ZYLBERSTAJN, D. & NEVES, M. F. **Economia & Gestão dos Negócios Agroalimentares.** PENSA/USP. Editora Pioneira. São Paulo, 2000.

WHITLEY, J. **The gains and losses from agricultural concentration: a critical survey of literature.** *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*. Volume 1, 2003, artigo 6. Disponível em <http://www.bepress.com/jafio/vol1/iss1/art6>. (acessado em 21/06/2005).

WILLIAMSON, O. “Innovation and Market Structure”. *Journal of Political Economy*, 73 (1965), 67-73.

\_\_\_\_\_. “Economies as an Antitrust Defense: The Welfare Tradeoffs”. *American Economic Review* 58 (March 1968): 699-736.

WOOLDRIDGE, J.M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT. 2002.

## **ANEXOS**

**Anexo 1 – Indústria da Alimentação: Faturamento Líquido e Exportação**  
(bilhões de US\$\*)

	Média de: 1986 - 1989	1990 - 1994	1995 - 1999	2000 - 2004
<b>PRODUÇÃO EM VALOR</b>				
PIB (Preços de Mercado)	337,60	442,284	721,376	535,718
(A)INDÚSTRIA GERAL	243,58	272,220	385,683	302,245
(B)INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO	231,84	262,552	372,753	289,880
INDUSTRIA DA ALIMENTAÇÃO	37,47	46,105	68,679	51,617
(D)PRODUTOS ALIMENTARES	34,78	41,352	59,026	44,669
(E)BEBIDAS	2,69	4,784	9,654	6,948
<b>EXPORTAÇÃO</b>				
(F)INDÚSTRIA DA ALIMENTAÇÃO (G+H)	5,33	6,137	9,049	11,748
(G)PRODUTOS ALIMENTARES	5,28	6,066	8,966	11,696
(H)BEBIDAS	0,05	0,071	0,083	0,052
<b>PARTICIPAÇÃO PERCENTUAL (%)</b>				
IND ALIMENTAÇÃO/PIB	11,18	10,472	9,539	9,637
(C/A)IND ALIM/IND GERAL	15,37	16,999	17,895	17,127
(C/B)IND ALIM/IND TRANSF	16,20	17,633	18,528	17,846
(D/C)PROD ALIM/IND ALIM	92,98	89,750	85,956	86,544
(E/C)BEBIDAS/IND ALIM	7,02	10,323	14,044	13,456
(F/C)EXP IND ALIM/IND ALIM	14,42	13,266	13,405	22,706
(G/D)EXP PROD ALIM/PROD ALIM	15,34	14,618	15,454	26,110
(H/E)EXP BEBIDAS/BEBIDAS	2,10	1,490	0,858	0,742
Taxa de Câmbio Anual	0,0007802	370,150	1,194	2,626

(\*)Convertido pelo dólar comercial médio anual

Fonte: ABIA (Associação Brasileira das Indústrias da Alimentação).

**Anexo 2 – Evolução do CR10 na indústria brasileira de alimentos: 1986-2001**

<b>Ranking</b>	<b>1986</b>	<b>%</b>	<b>1987</b>	<b>%</b>	<b>1988</b>	<b>%</b>	<b>1989</b>	<b>%</b>
1	Copersucar	4,1	Copersucar	4,8	Copersucar	4,1	Copersucar	4,1
2	Nestlé	2,7	Nestlé	3,0	Nestlé	3,2	Nestlé	3,6
3	Frigobrás	1,1	Cargill	1,4	Sadia Concórdia	1,3	Sadia Concórdia	1,4
4	Cutrale	1,0	União	1,4	Gessy Lever Alimentos	1,3	Ceval	2,3
5	Perdigão Industrial	1,0	Ceval	1,1	Cargill	1,3	Perdigão Agroindustrial (SC)	1,2
6	Cargill	1,0	Sadia Concórdia	1,1	Ceval	1,2	Ref. De Milho, Brasil	1,0
7	União	1,0	Gessy Lever Alimentos	1,0	União	1,2	União	1,1
8	Ceval	0,8	Frigobrás (PR)	0,9	Ref. De Milho, Brasil	1,0	Gessy Lever Alimentos	1,0
9	Citrosuco Paulista	0,8	Ref. De Milho, Brasil	0,9	Frigobrás (PR)	1,0	Frigobrás (PR)	1,0
10	Ref. De Milho Brasil	0,8	Bordon	0,9	Braswey	0,9	Cargill (SP)	1,0
<b>(CR10)</b>		<b>14,1</b>		<b>16,4</b>		<b>16,6</b>		<b>17,6</b>
<b>Ranking</b>	<b>1990</b>	<b>%</b>	<b>1991</b>	<b>%</b>	<b>1992</b>	<b>%</b>	<b>1993</b>	<b>%</b>
1	Nestlé(SP)	3,2	Nestlé(SP)	3,6	Nestlé(SP)	3,6	Nestlé	3,6
2	Copersucar (SP)	3,2	Copersucar (SP)	2,9	Copersucar (SP)	3,1	Copersucar	3,1
3	Ceval (SC)	1,8	Ceval (SC)	2,0	Sadia Concórdia (SC)	2,0	Ceval Alimentos	2,2
4	Sadia Concórdia (SC)	1,6	Sadia Concórdia (SC)	1,8	Ceval (SC)	1,9	Sadia Concórdia	1,9
5	Sanbra (SP)	1,1	Sanbra (SP)	1,3	Cargill (SP)	1,4	Cargill	1,6
6	Perdigão Agroindustrial (SC)	1,0	Perdigão Agroindustrial (SC)	1,1	Sanbra (SP)	1,2	J. B. Duarte	1,3
7	Ref. De Milho, Brasil (SP)	0,9	Cargill (SP)	1,1	J.B. Duarte (SP)	1,1	Ref. De Milho Brasil	1,2
8	União (SP)	0,9	Frigobrás (PR)	0,9	Perdigão Agroindustrial (SC)	1,1	Sanbra	1,1
9	Frigobrás (PR)	0,8	Ref. De Milho, Brasil (SP)	0,9	Fleischmann Royal (RJ)	1,1	Perdigão Agroindustrial	1,1
10	Cargill (SP)	0,8	União (SP)	0,9	Ref. De Milho, Brasil (SP)	1,1	Fleischmann Royal	1,1
<b>(CR10)</b>		<b>15,3</b>		<b>16,4</b>		<b>17,5</b>		<b>18,3</b>

<b>Ranking</b>	<b>1994</b>	<b>%</b>	<b>1995</b>	<b>%</b>	<b>1996</b>	<b>%</b>	<b>1997</b>	<b>%</b>
1	Nestlé	4,7	Nestlé	4,8	Nestlé	5,7	Nestlé-SP	5,0
2	Copersucar	4,4	Copersucar	3,0	Copersucar	2,5	Ceval	2,8
3	Ceval Alimentos	3,1	Ceval Alimentos	2,5	Ceval	2,3	Cargill	2,6
4	Santista Alimentos	2,9	Santista Alimentos	2,3	Santista	2,0	Santista Alimentos	2,4
5	Frigobrás	2,5	Sadia Concórdia	2,2	Sadia	1,9	Sadia Concórdia	2,2
6	Ref. De Milho Brasil	1,5	Cargill	1,8	Cargill	1,6	Parmalat Brasil	1,4
7	Perdigão Agroindustrial	1,5	Perdigão	1,4	Perdigão	1,4	Perdigão Agroindustrial	1,0
8	Yolat (SP)	1,4	Parmalat	1,4	Parmalat	1,3	Leite Paulista	0,8
9	Cargill (SP)	1,3	Sadia Frigobrás	1,3	Sadia Frigobrás	1,2	Açúcar União	0,8
10	Cargill	1,3	RMB	1,2	RMB	1,0	Lacta-Kibon	0,8
<b>(CR10)</b>		<b>24,5</b>		<b>21,8</b>		<b>20,8</b>		<b>19,7</b>
<b>Ranking</b>	<b>1998</b>	<b>%</b>	<b>1999</b>	<b>%</b>	<b>2000</b>	<b>%</b>	<b>2001</b>	<b>%</b>
1	Nestlé-SP	4,5	Nestlé	5,2	Nestlé	4,7	Bunge Alim.	5,5
2	Ceval	3,5	Ceval	3,5	Bunge	3,6	Nestlé	5,3
3	Cargill	2,6	Sadia	3,5	Sadia	3,2	Cargill	4,2
4	Sadia	2,0	Cargill	3,4	Cargill	3,1	Sadia	3,4
5	Perdigão Agroindustrial	1,6	Perdigão	2,2	Perdigão	1,9	Perdigão Agroind.	2,6
6	Parmalat Brasil	1,5	Parmalat	1,7	RMB	1,5	Parmalat	1,3
7	Santista Alimentos	1,4	Santista	1,7	Parmalat	1,3	Seara	1,2
8	Açúcar União	1,1	Kraft Lacta	1,2	Kraft Lacta	0,9	Fleischman Royal Aurora	1,1
9	Arisco	1,0	Arisco	1,1	Fleischman	0,9	Kraft Lacta	1,0
10	Fleischmann Royal Nabisco	1,0	Nabisco	1,1	Aurora	0,9	Danone	1,0
<b>(CR10)</b>		<b>20,3</b>		<b>24,6</b>		<b>22,2</b>		<b>26,6</b>

Fonte: Maiores e Melhores (vários números) e ABIA (Associação brasileira das indústrias da alimentação).

Obs: *Ranking* feito por faturamento líquido.

**Anexo 3 – Avaliação da condição de moradia em relação a alguns serviços**  
 Brasil – Percentual das Famílias em 2003

<b>Serviço / Região</b>	<b>Brasil</b>	<b>Norte</b>	<b>Nordeste</b>	<b>Sudeste</b>	<b>Sul</b>	<b>Centro-Oeste</b>
Serviço de água - bom	71,09	44,23	57,47	80,99	75,48	71,67
Serviço de água - ruim	14,03	17,94	18,38	12,51	11,24	10,97
Serviço de água - não tem	14,87	37,83	24,15	6,50	13,28	17,36
Coleta de lixo - bom	73,92	52,66	58,06	84,51	78,61	72,39
Coleta de lixo - ruim	9,72	17,92	11,19	7,68	7,73	14,37
Coleta de lixo - não tem	16,36	29,42	30,75	7,81	13,67	13,25
Iluminação de rua - bom	62,81	43,99	55,44	71,21	62,17	54,63
Iluminação de rua - ruim	21,89	28,18	22,61	19,38	21,64	30,01
Iluminação de rua - não tem	15,29	27,83	21,95	9,40	16,19	15,35
Drenagem /escoamento da água da chuva - bom	53,76	26,52	43,19	65,11	54,06	43,87
Drenagem /escoamento da água da chuva - ruim	20,57	22,72	22,11	18,69	23,56	18,21
Drenagem /escoamento da água da chuva - não tem	25,67	50,76	34,70	16,19	22,38	37,91
Fornecimento de energia elétrica - bom	88,72	73,02	82,75	93,23	91,59	89,30
Fornecimento de energia elétrica - ruim	6,71	11,70	7,55	5,47	6,93	6,54
Fornecimento de energia elétrica - não tem	4,57	15,28	9,70	1,31	1,48	4,16
Nota: 1 - O termo família está sendo utilizado para indicar a unidade de investigação da pesquisa: Unidade de Consumo. 2 - As informações foram prestadas por um único membro indicado pela família.						

Fonte: IBGE ([www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br), acessado em 20 de junho de 2005).

#### *Anexo 4 – Alimento consumido pelas famílias: quantidade e tipo*

**Tabela A4.1: Avaliação da quantidade de alimento consumido pela família**

Rendimento monetário e não monetário mensal familiar (R\$)	Avaliação da quantidade de alimento consumido pela família		
	Normalmente insuficiente	Às vezes insuficiente	Sempre suficiente
<b>Total</b>			
Total	13,83	32,80	53,36
Até 600	7,10	13,18	10,09
Mais de 600 a 1200	3,92	10,53	13,85
Mais de 1200 a 3000	2,27	7,15	17,30
Mais de 3000	0,54	1,94	12,12
<b>Área urbana</b>			
Total	13,31	31,47	55,22
Até 600	6,14	11,16	8,96
Mais de 600 a 1200	4,05	10,33	13,67
Mais de 1200 a 3000	2,51	7,80	18,75
Mais de 3000	0,61	2,18	13,84
<b>Área rural</b>			
Total	16,76	40,12	43,12
Até 600	12,39	24,31	16,26
Mais de 600 a 1200	3,25	11,61	14,82
Mais de 1200 a 3000	0,97	3,54	9,37
Mais de 3000	0,15	0,66	2,67
<p>Nota: 1 - O termo família está sendo utilizado para indicar a unidade de investigação da pesquisa: Unidade de Consumo.            2 - As informações foram prestadas por um único membro indicado pela família.            3 - A categoria Até 600 inclui as famílias sem rendimento.</p>			

Fonte: IBGE ([www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br), acessado em 20 de junho de 2005).



**Tabela A4.2: Avaliação do tipo de alimento consumido pela família**

Rendimento monetário e não monetário mensal familiar (R\$)	Avaliação do tipo de alimento consumido pela família		
	Sempre do tipo preferido	Nem sempre do tipo preferido	Raramente do tipo preferido
<b>Total</b>			
Total	26,81	56,08	17,11
Até 600	3,82	17,86	8,70
Mais de 600 a 1200	5,34	17,87	5,09
Mais de 1200 a 3000	9,17	14,85	2,69
Mais de 3000	8,48	5,50	0,63
<b>Área urbana</b>			
Total	28,76	55,01	16,24
Até 600	3,67	15,14	7,46
Mais de 600 a 1200	5,40	17,52	5,13
Mais de 1200 a 3000	9,99	16,13	2,93
Mais de 3000	9,70	6,22	0,72
<b>Área rural</b>			
Total	16,11	62,00	21,90
Até 600	4,67	32,83	15,48
Mais de 600 a 1200	5,00	19,78	4,90
Mais de 1200 a 3000	4,65	7,84	1,39
Mais de 3000	1,79	1,55	0,13
<p>Nota: 1 - O termo família está sendo utilizado para indicar a unidade de investigação da pesquisa: Unidade de Consumo.                  2 - As informações foram prestadas por um único membro indicado pela família.                  3 - A categoria Até 600 inclui as famílias sem rendimento.</p>			

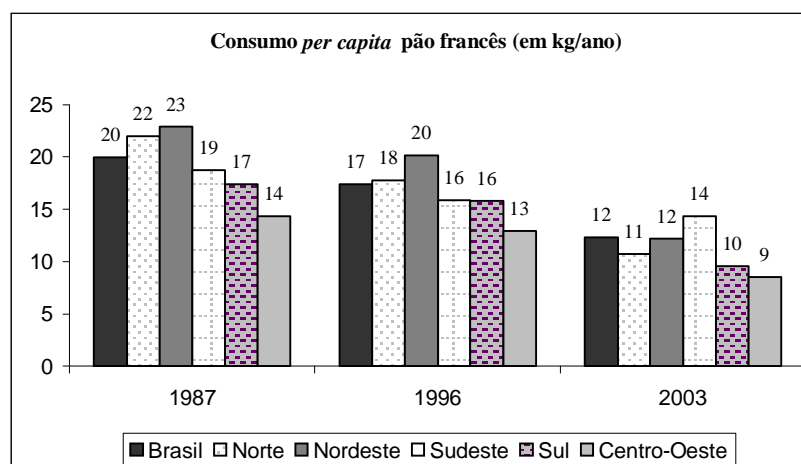
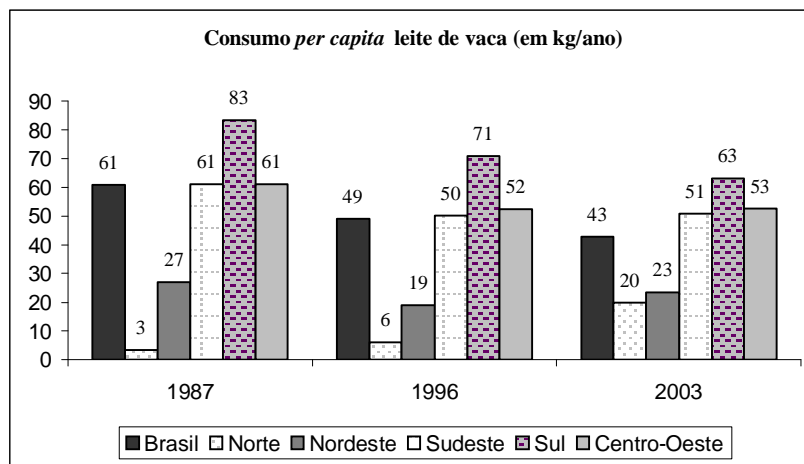
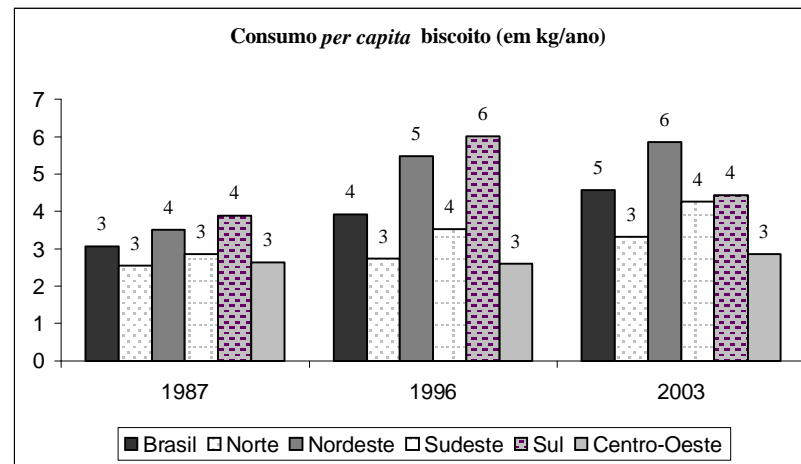
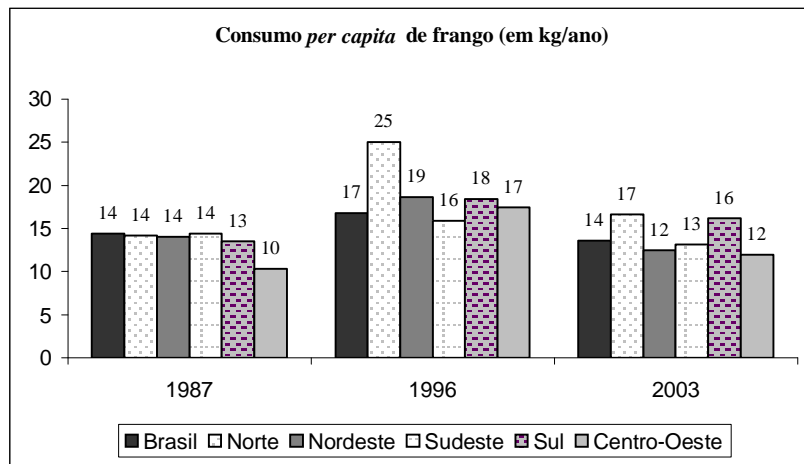
Fonte: IBGE ([www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br), acessado em 20 de junho de 2005).

**Tabela A4.3: Motivos para o não consumo de alimentos do tipo preferido**

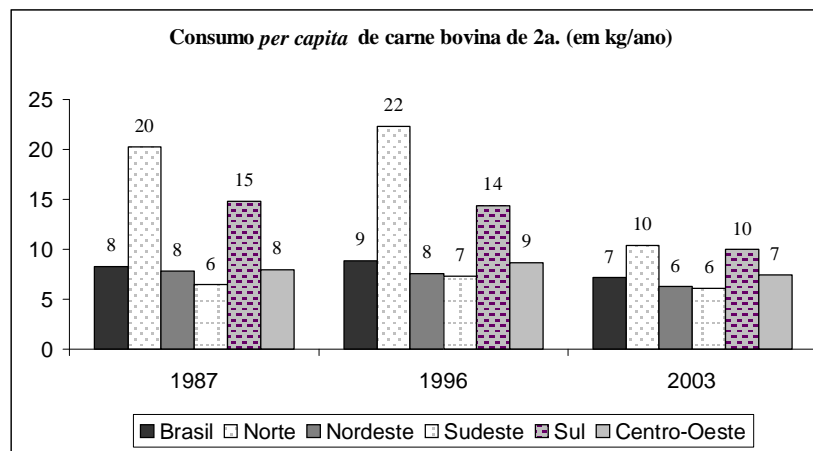
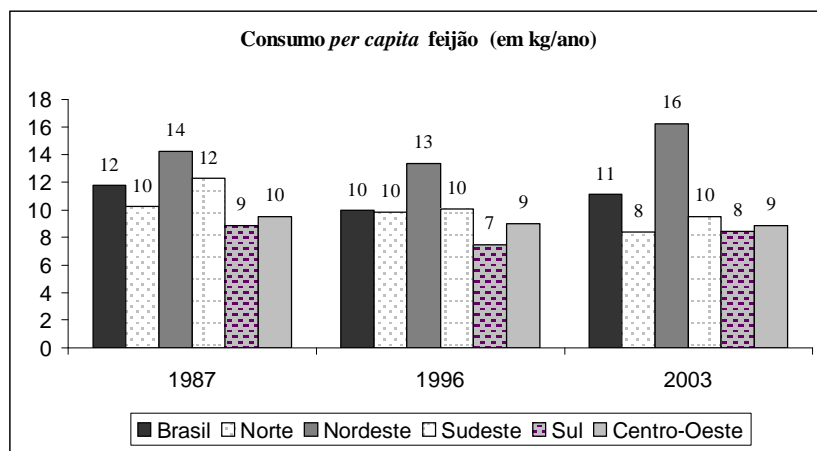
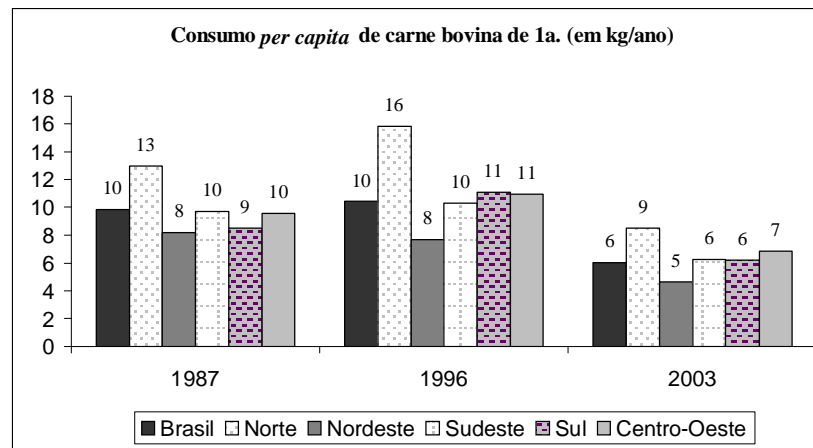
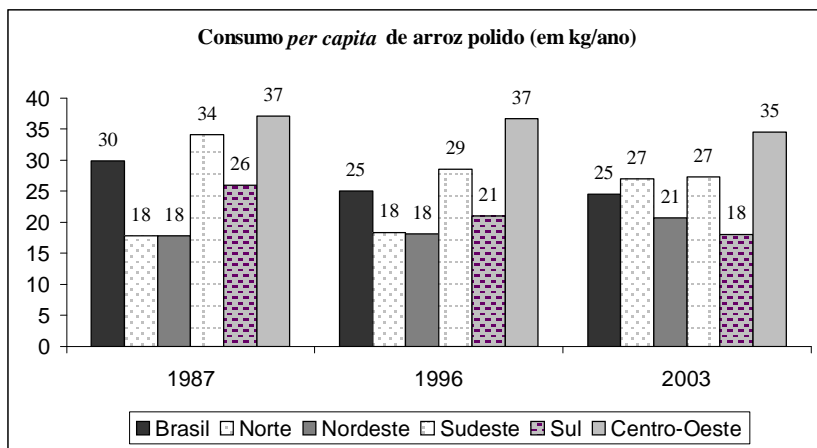
Rendimento monetário e não monetário mensal familiar (R\$)	Motivo do não consumo		
	Rendimento familiar não permite	Os alimentos não são encontrados no mercado	Outro motivo
<b>Total</b>			
Total	93,01	2,17	4,81
Até 600	35,63	0,53	0,62
Mais de 600 a 1200	29,90	0,58	1,03
Mais de 1200 a 3000	21,39	0,67	1,64
Mais de 3000	6,09	0,39	1,52
<b>Área urbana</b>			
Total	92,95	1,87	5,18
Até 600	31,36	0,35	0,57
Mais de 600 a 1200	30,49	0,45	1,04
Mais de 1200 a 3000	23,99	0,65	1,80
Mais de 3000	7,11	0,42	1,77
<b>Área rural</b>			
Total	93,35	3,65	3,01
Até 600	55,50	1,40	0,84
Mais de 600 a 1200	27,16	1,21	0,97
Mais de 1200 a 3000	9,31	0,77	0,88
Mais de 3000	1,38	0,27	0,32
<p>Nota: 1 - O termo família está sendo utilizado para indicar a unidade de investigação da pesquisa: Unidade de Consumo.                  2 - As informações foram prestadas por um único membro indicado pela família.                  3 - A categoria Até 600 inclui as famílias sem rendimento.</p>			

Fonte: IBGE ([www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br), acessado em 20 de junho de 2005).

**Anexo 5 – Aquisição alimentar domiciliar per capita anual, evolução de 1987 a 2003.**



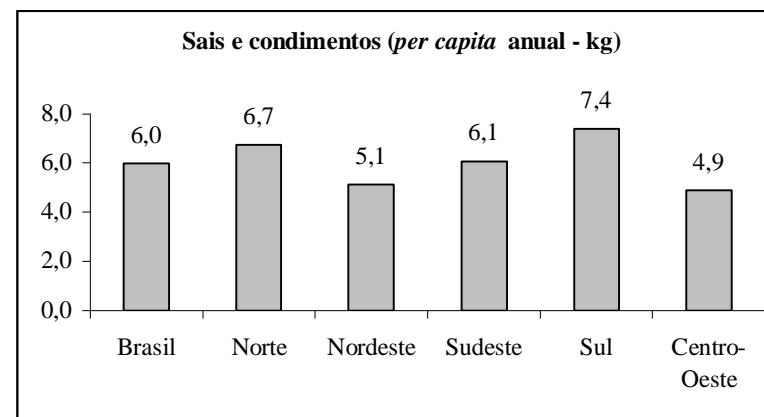
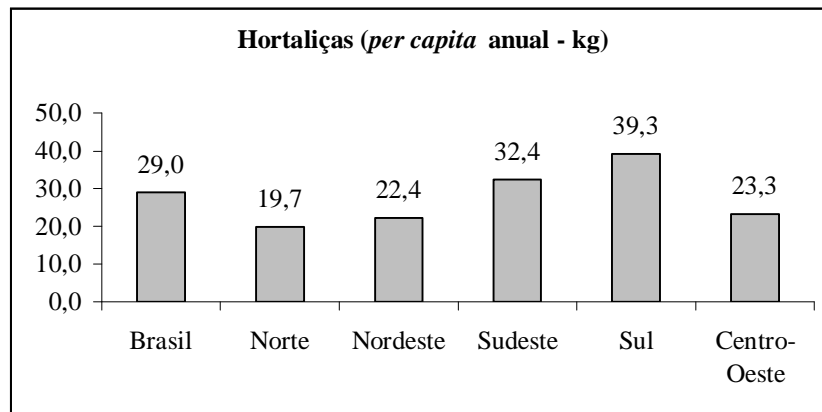
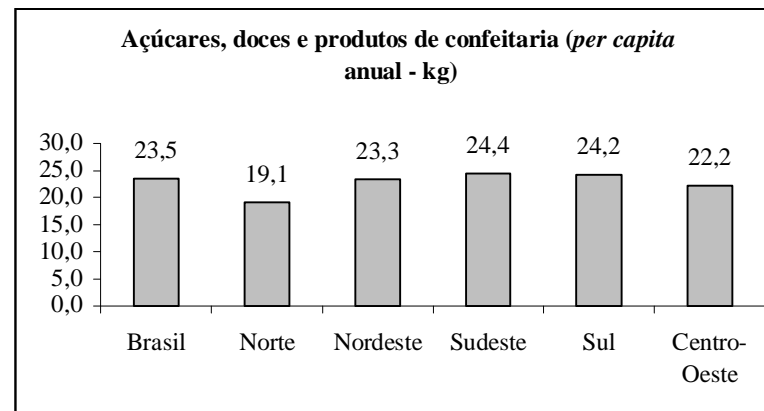
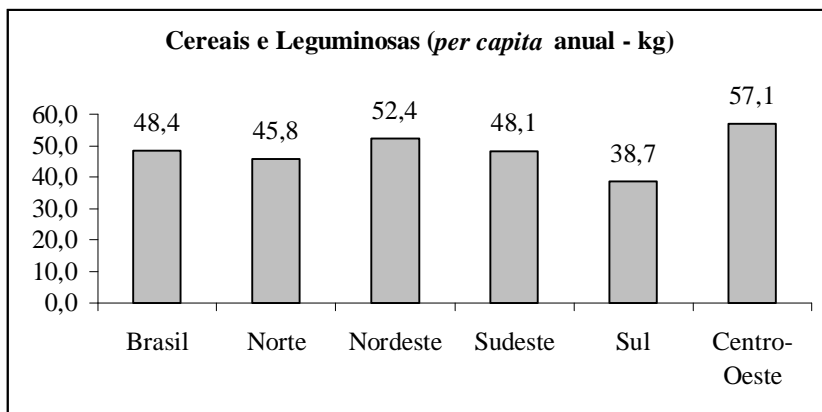
Fonte: IBGE - Pesquisa de Orçamentos Familiares



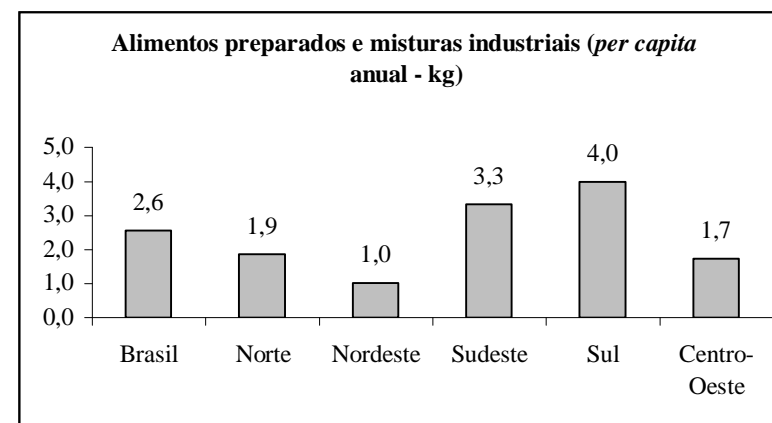
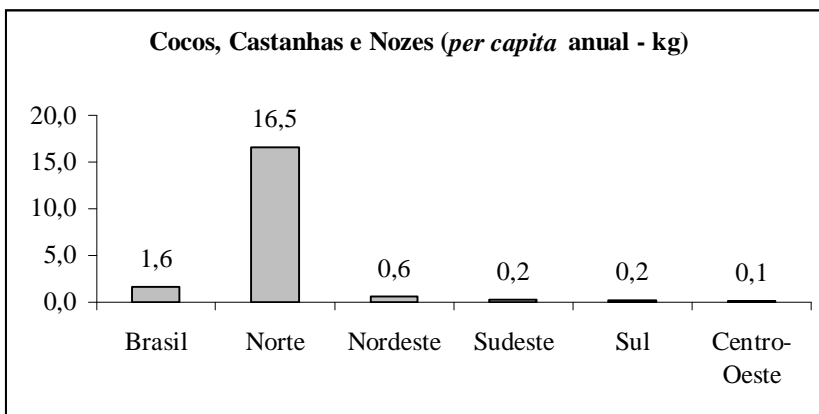
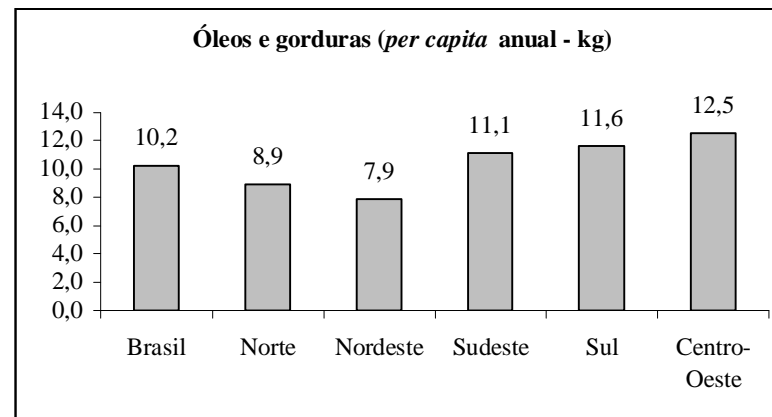
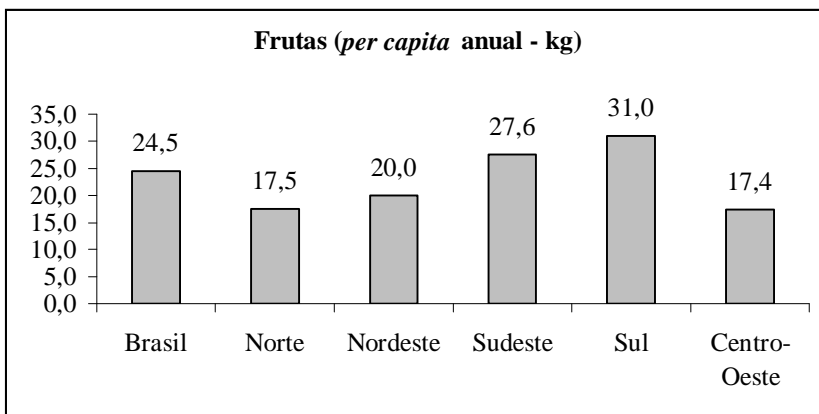
Fonte: IBGE - Pesquisa de Orçamentos Familiares

## Anexo 6 – Aquisição alimentar domiciliar per capita anual por grupos e subgrupos, POF 2003

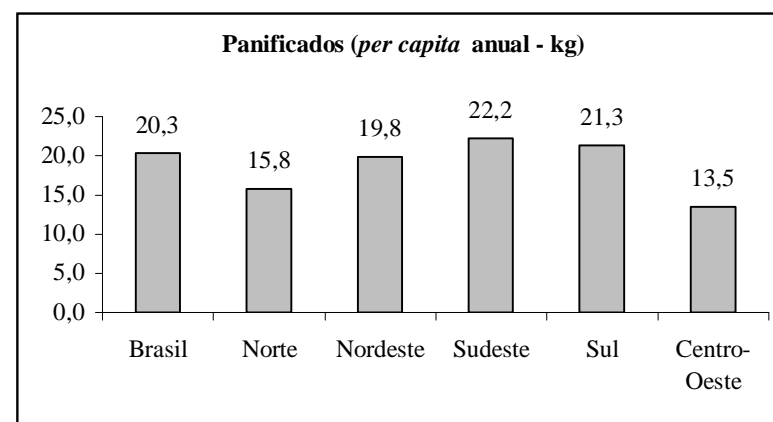
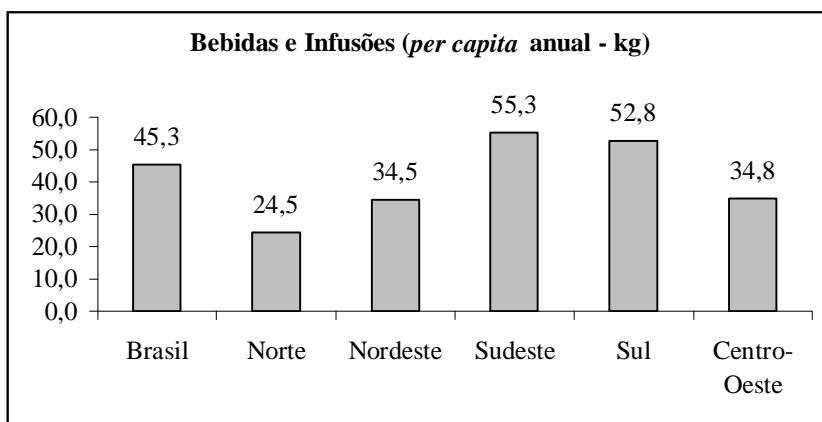
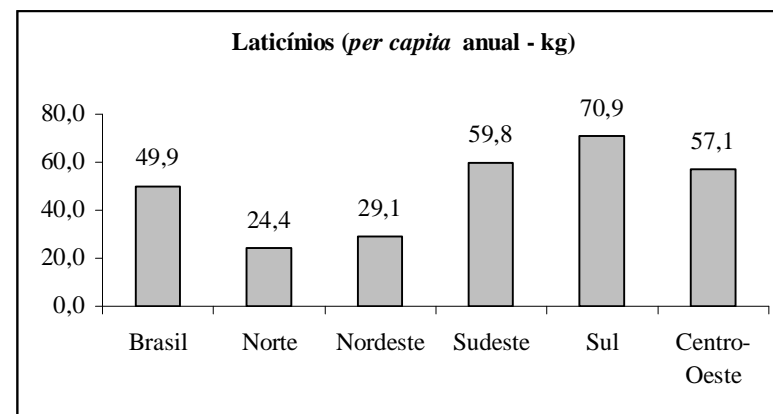
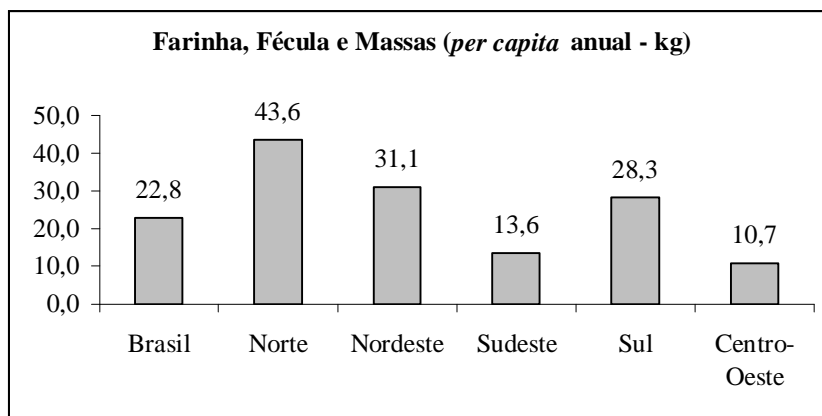
Aquisição alimentar domiciliar "per capita" anual (kg)



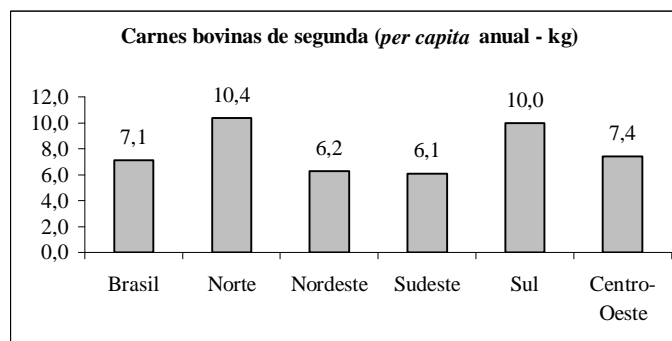
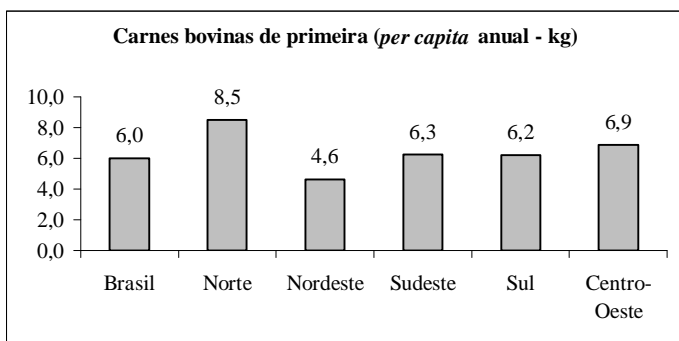
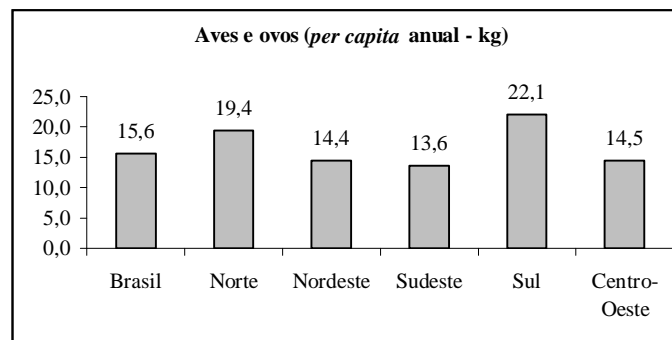
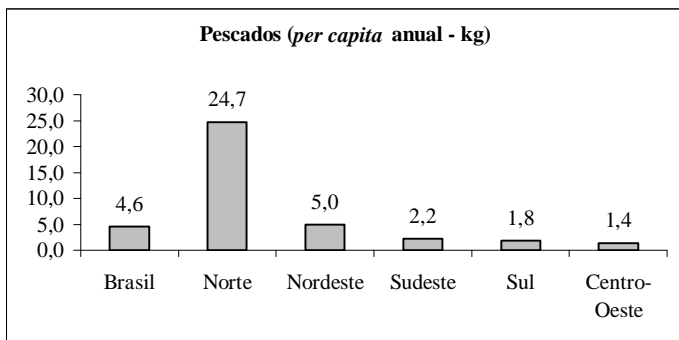
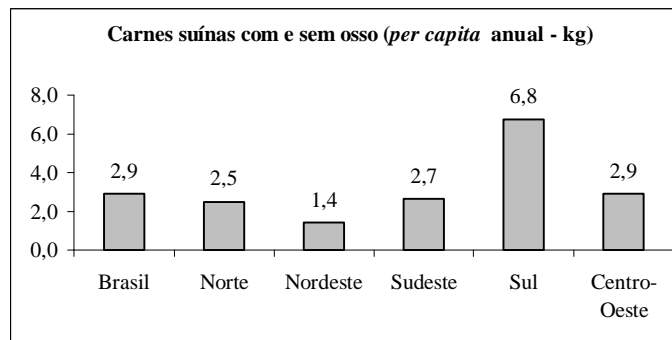
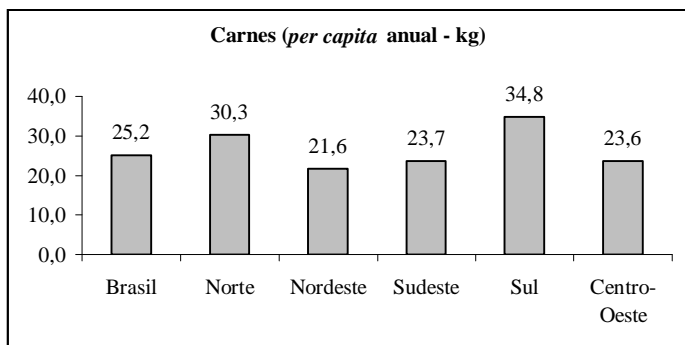
Fonte: IBGE - Pesquisa de Orçamentos Familiares



Fonte: IBGE - Pesquisa de Orçamentos Familiares



Fonte: IBGE - Pesquisa de Orçamentos Familiares



Fonte: IBGE - Pesquisa de Orçamentos Familiares



**Anexo 7 – Mudanças estruturais em “Fabricação de Produtos Alimentícios e Bebidas”, segundo PIA-IBGE**

<b>cnae4</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>
1511	3	6	5	2	4	2	5	6
1512	2	5	2	3	6	1	1	1
1513	1	1	1			1	1	
1514		3	3	1	1	1		
1521	1	1	2		1	1	1	
1523		1	1			3		
1531	4	5	1	2	3	1	1	1
1532	1	1			1	1		
1533	1			1		1		
1541	1	4	6	1	2	1	1	2
1542	2	2	4	1	2	4	3	1
1543		1		1				
1551	2	3		1				2
1552	5	2	3	4	3	6	3	2
1554		1			1		2	
1555					1	1		
1556	4		1	1	1	2	2	
1559				1		1		
1561	3	2	2	8	6	5	2	3
1562				1				1
1571		1	5	3	2	2	2	3
1572		1					2	2
1581	4	2		1	2	1	1	1
1582		2		2	3	1	2	2
1583		2	3	2		1	4	2
1584		1	1		2	2		4
1585	1	3	3	2	2			1
1589	1				1		4	5
1591	1	1				3		
1592								1
1593	2	2	3	4	3	6	5	3
1594			1					
1595	6	10	2	4	2	1	2	
<b>total</b>	<b>45</b>	<b>63</b>	<b>49</b>	<b>46</b>	<b>49</b>	<b>49</b>	<b>44</b>	<b>43</b>

Fonte: IBGE - Pesquisa Industrial Anual, 1996 a 2003.

**Anexo 8 – Correspondência entre os produtos dos atos de concentração e o código CNAE**

<b>Linha painel</b>	<b>Código CNAE</b>	<b>Ano</b>	<b>Produto alvo do AC</b>	<b>Empresa Adquirente</b>	<b>Empresa Adquirida</b>
2	15.12-1	2005	Carne in natura de frango e produtos industrializados de carne (presunto, lingüiça, salsicha...)	Sadia S.A.	Só Frango Produtos Alimentícios LTDA
4	15.4-8	1997	Sardinha em conserva	GDC Alimentos S/A	Mipisca Indústria e Comércio de Pescado S/A
6	15.22-9	2004	Milho, ervilha e Seleta de legumes	Unilever Bestfoods Brasil Ltda	Brasfrigo S/A.
7	15.23-7	1996	Suco de laranja	Fleischmann Royal	Cerqueirense
7	15.23-7 Obs: só no NE	2001	Sucos de frutas	ASA Indústria e Comércio Ltda.	Negócio de produtos de milho. sucos de frutas. atomatados e doces da Unilever Bestfoods Brasil Ltda.
9	15.32-6	1998	Óleo de soja refinado	Bunge Investimento e Consultoria Ltda	Ceval Alimentos S/A
9	15.32-6	2003	Óleo de soja refinado	Cargill Agrícola S.A.	DW – Comércio e Indústria de Alimentos Ltda., de propriedade da Unilever Bestfoods Brasil Ltda
12	15.42-3	1996	Leite longa vida, leite condensado, doce de leite	Fleischmann Royal	
12/11	15.42-3 15.41-5	1998	Derivados do leite	Parmalat Ind. e Com. de Laticínios Ltda	Batavo (1)
12/11	15.42-3 15.41-5 Obs: só NE	1998	Derivados do leite	Parmalat Ind. e Com. Ltda	Laticínios Betânica S.A. Indústria Pecuária e Agricultura

12	15.42-3	1998	Queijo	B.G. Brasil Inds. Alimentícias Ltda.	Plantas industriais de produção de queijos das Indústrias Gessy Lever Ltda.
12	15.42-3	1999	Derivados do leite	Indústria de Laticínios Palmeira dos Índios S.A. (ILPISA)	Unidades industriais das empresas Produtos Alimentícios Fleischmann e Royal Ltda., FRN Alimentos do Nordeste Ltda. e Indústrias de Laticínios Glória Ltda.
12	15.42-3	2003	Derivados do leite	Kremon da Brasil S/A Industria e Comércio, que pertencia a Nutricia Internacional B.V.	Mococa S/A Produtos Alimentícios
20	15.59-8	1998	Cereais matinais	Kellogg Brasil & Cia.	Produtos Alimentícios Superbom Indústria e Comércio Ltda.
22	15.62-8	2004	Açúcar refinado	Cosan S.A. Indústria e Comércio	Nova Usati S.A. Refinadora de Açúcar.
23	15.71-7	1998	Café torrado e moído	Sara Lee/De Coffee & Tea do Brasil Ltda	Seleto do Brasil Indústria e Comércio S.A
23	15.71-7	2002	Café torrado e moído	Sara Lee Cafés do Brasil Ltda	Socan Produtos Alimentos Ltda
25	15.81-4	1995	Pão de forma	Plus Vita S.A	Pullman Alimentos S.A..
25	15.81-4	1997	Pães e torradas	Santista Alimentos S/A	Van Mill Produtos Alimentícios LTDA
25	15.81-4	2004	Misturas para bolos, doces e salgados	J. Macêdo S.A.	Bunge Alimentos S.A.(5)
26	15.82-2	1997	Biscoitos	Produtos Alimentícios Fleischmann e Royal Ltda.	Companhia Produtos Pilar
26	15.82-2	1997	Biscoitos	Canale do Brasil S.A..	Isabela S.A. - Produtos Alimentícios
26	15.82-2	1998	Biscoitos e bolachas	Canale do Brasil S/A	Zabet S/A Indústria e Comércio
26	15.82-2	2003	Biscoitos	M. Dias Branco S.A Comércio e Indústria	Adria, empresa do Grupo Socma
27	15.83-0	1996	Chocolate	Kraft Suchard do Brasil S.A. e Kibon – Ind. Alim. Ltda.	Ações da Indústria de Chocolate Lacta S.A (2)
27	15.83-0	2000	Balas	Warner-Lambert Ind. e Comércio Ltda.	Ativos pertinentes na operação do negócio de confeitos da Kraft Lacta Suchard Brasil S.A.

27	15.83-0	2001	Guloseimas: balas de vários sabores e formas e pirulitos.	Arcor do Brasil Ltda.	Marcas denominadas Negócios Kids da empresa Nestlé Brasil LTDA
27	15.83-0	2002	Chocolate	Nestlé Brasil Ltda	Chocolates Garoto S.A
27	15.83-0	2002	Balas e confeitos	Cadbury Schweppes Plc.	Grupo Pfizer (negócio de confeitos de açúcar)
27	15.83-0	2002	Cobertura para sorvete, doces em massas, doces em calda,	Unilever	Bestfoods
27	15.83 - 0	2005	Chocolate em pó	Pepsico do Brasil LTDA	Unilever Bestfoods Brasil Ltda (3)
28/31	15.84-9 15.89-0	1995	Bolo Pronto	Plus Vita S.A	Pullman Alimentos S.A..
28/31	15.84-9 15.89-0	1997	Massas	Canale do Brasil S.A..	Isabela S.A. - Produtos Alimentícios
28/31	15.84-9 15.89-0	1998	Massas	Parmalat Participações Ltda	Etti Produtos Alimentícios Ltda
28	15.84-9	1999	Massas alimentícias	Basilar Alimentos Ltda.	Marca "Adria" da Quaker do Brasil Ltda
28/31	15.84-9	2000	Massas alimentícias	Emege Produtos Alimentícios S.A	Ativos da Nestlé Brasil Ltda. localizados na unidade industrial de Uberlândia/MG referentes à produção de massas alimentícias
28	15.84-9	2003	Massas	M. Dias Branco S.A Comércio e Indústria	Adria, empresa do Grupo Socma
29	15.85-7	1998	Molho de tomate	Parmalat Participações Ltda	Etti Produtos Alimentícios Ltda
29	15.85-7	1998	Sopas	Parmalat Participações Ltda	Etti Produtos Alimentícios Ltda
29	15.85-7	2002	Molho de Tomate, polpa de tomate, extrato de tomate	Alimentos Heinz C.A.	Associação com a Empresas Iansa S.A (6)
29	15.85-7	2002	Atomatado, extrato de tomate, catchup	Ref. de Milho Brasil Ltda. Bestfoods Corp.	Arisco Produtos Alimentícios S.A..
29	15.85-7	2002	Atomatados (molho de tomate, purê e polpa de tomate, extrato de tomate), azeite, azeitonas em conserva, catchup, maionese, molho	Unilever	Bestfoods

29	15.85-7	2004	Polpa industrial de tomate	Parmalat Brasil S/A Indústria de Alimentos	Unilever (ativos destinados à produção de polpa industrial de tomate)
30	15.86-5	1998	Adoçantes	Monsanto Company (EUA)	Abbott Laboratories (EUA) (9)
32	15.91-1	1997	Uísque importado de luxo	Guinness PLC (UK)	Fusão com o Grand Metropolitan (UK)
34	15.93-8	1995	Cerveja	Cia. Cervejaria Brahma	Miller Brewing 1855-Inc. (8)
34	15.93-8	1999	Cerveja	Cia. Antártica Paulista – Indústria Brasileira de Bebidas e Conexos (Antártica)	Cia Cervejaria Brahma (Brahma)
36	15.95-4	1999	Refrigerantes	Cia. Antártica Paulista – Indústria Brasileira de Bebidas e Conexos (Antártica)	Cia Cervejaria Brahma (Brahma)
36	15.95-4	1999	Refrigerantes	Coca-Cola Company	Cadbury Schweppes Plc

(1) – Cooperativa Central de Laticínios do Paraná Ltda.

(2) - Da “Família Barros” & Endipa Comércio e Administração Ltda. e Luiza Helena de Barros S.A.

(3) - Ativos dos produtos “Mágico”.

(4) Negócios do ramo da panificação, pertencente ao Grupo Philip Morris.

(5) adquiri negócios de massas secas, misturas para bolo para o consumidor final e gelatinas e farinha de trigo para o consumidor final da Bunge Alimentos S.A., recebendo desta o seu negócio de farinha de trigo para uso industrial.

(6). Sociedade Anônima de Capital Aberto para a produção de atomatados da marca Heinz no Brasil

(7) Aquisição pela Brasfrigo, das marcas “Jurema” e “Jussara” da Unilever Bestfoods Brasil Ltda.

(8) Por meio de uma *joint venture*

(9) Marcas de produtos adoçantes

Fonte: SEAE/MF – Elaboração Própria

**Anexo 9 – Correspondência entre IPC-FIPE e CNAE (PIA – IBGE)**

Linha do Painel	PIA – Produção Industrial Anual (CNAE)		IPC – FIPE		
			Cód.	Série	Peso
			1	0. Índice Geral	100,0000
			16	II. Alimentação	22,7305
	<b>15.1</b>	<b>Abate e preparação de produtos de carne e de pescado</b>			
1	15.11-3	Abate de reses, preparação de produtos de carne	31	2.1 Carnes Bovinas	2,5403
			32	2.2 Carnes Suínas	0,1716
2	15.12-1	Abate de aves e outros pequenos animais e preparação de produtos de carne	33	2.3 Aves (chester, frango, peru)	0,9481
3	15.13-0	Preparação de carne, banha e produtos de salsicharia não associadas ao abate	19	1.2 Derivados da Carne	1,1065
4	15.14-8	Preparação e preservação do pescado e fabricação de conservas de peixe, crustáceos e moluscos	197	Sardinha em lata	0,0565
			1067	Atum em lata	0,0332
	<b>15.2</b>	<b>Processamento, preservação e produção de conservas de frutas, legumes e outros vegetais.</b>			
5	15.21-0	Processamento, preservação e produção de conservas de frutas	170	Goiabada	0,0334
			169	Fruta em calda	0,0308
6	15.22-9	Processamento, preservação e produção de conservas de legumes e outros vegetais	216	Azeitona	0,0528
			207	Ervilha em lata	0,0306
			208	Milho em lata	0,0219
			206	Palmito	0,0366
7	15.23-7	Produção de sucos de frutas e de legumes	421	Suco de Fruta	0,1539
	<b>15.3</b>	<b>Produção de óleos e gorduras vegetais e animais</b>			
8	15.31-8	Produção de óleos vegetais em bruto		<i>Excluído*</i>	
9	15.32-6	Refino de óleos vegetais	26	Óleo de soja	0,4903
10	15.33-4	Preparação de margarina e outras gorduras vegetais e de óleos de origem animal não-comestíveis		<i>Excluído*</i>	

	<b>15.4</b>	<b>Laticínios</b>			
11	15.41-5	Preparação de Leite	53	Leite longa vida	0,2406
			1077	Leite tipo a	0,4438
			52	Leite tipo b	0,9196
			51	Leite especial	0,0239
12	15.42-3	Fabricação de produtos do laticínio	110	Iogurte	0,1745
			1040	Petit suisse	0,0529
			113	Leite fermentado	0,1199
13	15.43-1	Fabricação de sorvetes	168	Sorvete	0,0661
	<b>15.5</b>	<b>Moagem, fabricação de produtos amiláceos e de rações balanceadas para animais</b>			
14	15.51-2	Beneficiamento de arroz e fabricação de produtos de arroz	32	Arroz	0,9040
			1062	Crema de arroz	0,0086
15	15.52-0	Moagem de trigo e fabricação de derivados	142	Farinha de trigo	0,0675
16	15.53-9	Fabricação de farinha de mandioca e derivados	144	Farinha de mandioca	0,0293
17	15.54-7	Fabricação de fubá e farinha de milho	148	Farinha de milho	0,0053
			145	Fubá	0,0151
18	15.55-5	Fabricação de amidos e féculas de vegetais e fabricação de óleos de milho	143	Maisena	0,0136
			86	Óleo de milho	0,0278
19	15.56-3	Fabricação de rações balanceadas para animais	<i>Excluído*</i>		
20	15.59-8	Beneficiamento, moagem e preparação de outros alimentos de origem vegetal	148	Farinha de milho	0,0053
			1061	Flocos de milho	0,0114
	<b>15.6</b>	<b>Fabricação e refino de açúcar</b>			
21	15.61-0	Usinas de açúcar	<i>Excluído*</i>		
22	15.62-8	Refino e moagem de açúcar	71	Açúcar	0,2992

	<b>15.7</b>	<b>Torrefação e moagem de café</b>			
23	15.71-7	Torrefação e moagem de café	72	Café em pó	0,4953
24	15.72-5	Fabricação de café solúvel	<i>Excluído**</i>		
	<b>15.8</b>	<b>Fabricação de outros produtos alimentícios</b>			
25	15.81-4	Fabricação de produtos de padaria, confeitaria e pastelaria	20	Pão de forma	1,6486
26	15.82-2	Fabricação de biscoitos e bolachas	174	Biscoito recheado	0,2063
			163	Biscoito água e sal	0,0677
			167	Biscoito cream-cracker	0,0540
			161	Biscoito maisena	0,0326
			177	Biscoito leite	0,0423
			1057	Biscoito rosquinha	0,0182
			178	Biscoito waffer	0,0502
27	15.83-0	Produção de derivados do cacau e elaboração de chocolates, balas, gomas de mascar	166	Chocolate	0,1673
			1051	Bombom	0,1098
			165	Achocolatado em pó	0,0918
28	15.84-9	Fabricação de massas alimentícias	141	Macarrão	0,2103
			151	Massa fresca	0,0321
			152	Macarrão instantâneo	0,0866
29	15.85-7	Preparação de especiarias, molhos, temperos e condimentos	193	Molho de tomate	0,0781
			1064	Catchup	0,0233
			194	Tempero pronto	0,0494
			186	Extrato de tomate	0,0574
			192	Purê de tomate	0,0812
			191	Maionese	0,0970
			189	Caldo	0,0585
30	15.86-5	Preparação de produtos dietéticos, alimentos para crianças e outros alimentos conservados	<i>Excluído**</i>		
31	15.89-0	Fabricação de outros produtos alimentícios	29	Alimentos semi-prontos e prontos (alimentos congelados, alimentos embalados, bolo pronto, carne assada, feijoada pronta, frango assado, lasanha pronta, pizza pronta, torta pronta)	0,6994



	15.9	Fabricação de bebidas			
32	15.91-1	Fabricação, retificação, homogeneização e mistura de aguardentes e outras bebidas destiladas	416	Aguardente	0,0706
			1101	Conhaque	0,0205
			423	Vodca	0,0046
			1103	Aperitivo destilado	0,0050
			1104	Vermute	0,0136
33	15.92-0	Fabricação de vinho	417	Vinho	0,0420
34	15.93-8	Fabricação de malte, cervejas e chopes	412	Cerveja	0,9502
			1100	Chope	0,0125
35	15.94-6	Engarrafamento e gaseificação de águas minerais	420	Água mineral	0,0836
36	15.95-4	Fabricação de refrigerantes e refrescos	413	Refrigerante	1,1927

\* Excluído por não ter referência clara com o IPC-FIPE, pois não se trata de fabricação de produtos *ao consumidor*.

\*\* Excluído pois sua classificação como “grupo de tratamento” ou “grupo de controle” é ambígua (falta de clareza para estabelecer se deve receber o valor 1 ou zero).

Fonte: PIA – IBGE ([www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)) e IPC-FIPE. Elaboração Própria.

**Anexo 10 – Correspondência entre IPA-FGV e CNAE (PIA – IBGE)**

PAINEL	CNAE	CNAE	IPA	IPA
1	15.11-3	Abate de reses, preparação de produtos de carne	22152101	Carne bovina frigorificada (dianteiro)
			22152104	Carne bovina frigorificada (traseiro)
			22152105	Carne bovina (seca ou salgada)
			22152109	Miúdos de bovinos
			22152107	Carne de suíno
			16000004	Bovinos
			16000005	Suínos
2	15.12-1	Abate de aves e outros pequenos animais e preparação de produtos de carne	16000006	Aves
			22152106	Aves abatidas e frigorificadas
3	15.13-0	Preparação de carne, banha e produtos de salsicharia não associadas ao abate	22152108	Lingüiças
			22152110	Presunto
			22152111	Salsichas
			22152112	Mortadela
4	15.14-8	Preparação e preservação do pescado e fabricação de conservas de peixe, crustáceos e moluscos	16000003	Pescado
			22152102	Sardinha enlatada
			22152103	Bacalhau - salgado e seco
5	15.21-0	Processamento, preservação e produção de conservas de frutas	11	Legumes e frutas
			2215	Produtos alimentares
6	15.22-9	Processamento, preservação e produção de conservas de legumes e outros vegetais	221514	Outros produtos alimentares de origem vegetal
7	15.23-7	Produção de sucos de frutas e de legumes	11	Legumes e frutas
			22151407	Sucos de laranja
			22132	Bebidas não alcoólicas

8		Produção de óleos vegetais em bruto			Excluído
9	15.32-6	Refino de óleos vegetais	17000001 22151302 22151303	Soja Óleo de soja refinado Óleo de milho refinado	
10	15.33-4	Preparação de margarina e outras gorduras vegetais e de óleos de origem animal não-comestíveis			Excluído
11	15.41-5	Preparação de Leite	16000001	Leite in natura	
12	15.42-3	Fabricação de produtos do laticínio	221522	Leite e derivados	
13	15.43-1	Fabricação de sorvetes	22151405	Sorvetes	
14	15.51-2	Beneficiamento de arroz e fabricação de produtos de arroz	22151401	Arroz beneficiado	
			12000005	Arroz em casca	
15	15.52-0	Moagem de trigo e fabricação de derivados	12000002	Trigo	
			22151101	Farinha de trigo	
16	15.53-9	Fabricação de farinha de mandioca e derivados	22151104	Farinha de mandioca	
17	15.54-7	Fabricação de fubá e farinha de milho	22151102	Farinha e fubá de milho	
18	15.55-5	Fabricação de amidos e féculas de vegetais e fabricação de óleos de milho	22151102	Farinha e fubá de milho	
			22151303	Óleo de milho refinado	
19	15.56-3	Fabricação de rações balanceadas para animais			Excluído
20	15.59-8	Beneficiamento, moagem e preparação de outros alimentos de origem vegetal	221514	Outros produtos alimentares de origem vegetal	

21	15.61-0	Usinas de açúcar		Excluído
22	15.62-8	Refino e moagem de açúcar	221512 18000007	Açúcar Cana-de-açúcar
23	15.71-7	Torrefação e moagem de café	17000003 22151501	Café em coco Café torrado e moído
24	15.72-5	Fabricação de café solúvel	22151501 22151502	Café torrado e moído Café solúvel
25	15.81-4	Fabricação de produtos de padaria, confeitaria e pastelaria	22151404	Pães
26	15.82-2	Fabricação de biscoitos e bolachas	22151103	Biscoitos
27	15.83-0	Produção de derivados do cacau e elaboração de chocolates, balas, gomas de mascar	22151403 22151406	Chocolate amargo (uso industrial) Manteiga de cacau
28	15.84-9	Fabricação de massas alimentícias	22151105	Massas alimentícias
29	15.85-7	Preparação de especiarias, molhos, temperos e condimentos	22151402 18000005 22153003	Massas e concentrados de tomate Pimenta-do-reino Sal refinado
30	15.86-5	Preparação de produtos dietéticos, alimentos para crianças e outros alimentos conservados	22152205	Excluído
31	15.89-0	Fabricação de outros produtos alimentícios	2215	Produtos alimentares
32	15.91-1	Fabricação, retificação, homogeneização e mistura de aguardentes e outras bebidas destiladas	22131001 22131004	Aguardente Aguardente de cereais

33	15.92-0	Fabricação de vinho	22131005	Vinho
34	15.93-8	Fabricação de malte, cervejas e chopos	22131002	Cerveja
			22131003	Chopp
35	15.94-6	Engarrafamento e gaseificação de águas minerais	22132001	Água mineral
36	15.95-4	Fabricação de refrigerantes e refrescos	22132002	Refrigerantes

Fonte: PIA – IBGE ([www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)) e IPA-FGV. Elaboração Própria.

## Anexo 11 – Resultado do teste de diferença de média

### (A) Teste com dados de fev/1994 a abr/2005

SÉRIE 1: SEM FUSÃO & AQUISIÇÃO (dfea=0)  
SÉRIE 2: CLASSES DA CNAE QUE TÊM dfea=1 (presença de F&A)

```
. iis (code)
. tis (data)
. ttest preco, by (code)
```

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
1	135	-.0159636	.0255898	.2973271	-.0665759	.0346486
2	135	-.0164856	.0253692	.2947632	-.0666614	.0336902
combined	270	-.0162246	.0179834	.2954973	-.0516307	.0191815
diff		.000522	.0360338		-.0704234	.0714673

Degrees of freedom: 268

Ho: mean(1) - mean(2) = diff = 0

Ha: diff < 0  
t = 0.0145  
P < t = 0.5058

Ha: diff != 0  
t = 0.0145  
P > |t| = 0.9885

Ha: diff > 0  
t = 0.0145  
P > t = 0.4942

## Anexo 12 – Resultado do teste de diferenças em diferenças, com variáveis exógenas

```
. iis (cnae)
. tis (ano)
. drop if dexcl==1
(36 observations deleted)
```

### EQUAÇÃO 1: xtreg ipc dfea

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       180
Group variable (i): cnae                Number of groups =        30

R-sq:  within =          .              Obs per group: min =         6
        between = 0.2881                  avg =          6.0
        overall = 0.0324                  max =          6
```

```
Random effects u_i ~ Gaussian           Wald chi2(1)    =        5.95
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =       0.0147
```

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0245048	.0100439	-2.44	0.015	-.0441906	-.004819
_cons	.0588453	.0063523	9.26	0.000	.0463949	.0712957
sigma_u	0					
sigma_e	.06887785					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

### EQUAÇÃO 2: xtreg ipc dfea d98 d99 d00 d01 d02 d03

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       180
Group variable (i): cnae                Number of groups =        30

R-sq:  within = 0.1132                  Obs per group: min =         6
        between = 0.2881                  avg =          6.0
        overall = 0.1328                  max =          6
```

```
Random effects u_i ~ Gaussian           Wald chi2(6)    =       26.50
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =       0.0002
```

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0245048	.0096447	-2.54	0.011	-.043408	-.0056015
d98	-.058626	.0163676	-3.58	0.000	-.0907059	-.0265461
d99	-.0514535	.0163676	-3.14	0.002	-.0835334	-.0193736
d00	-.018083	.0163676	-1.10	0.269	-.0501629	.0139969
d01	-.0536008	.0163676	-3.27	0.001	-.0856807	-.021521
d02	-.0333194	.0163676	-2.04	0.042	-.0653993	-.0012395
d03	(dropped)					
_cons	.0946924	.0121997	7.76	0.000	.0707815	.1186034
sigma_u	0					
sigma_e	.06597208					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

**EQUAÇÃO 3: xtreg ipc dfea d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 244.60792  
 Iteration 1: log likelihood = 244.6776  
 Iteration 2: log likelihood = 244.67779

Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian  
 Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6  
 Wald chi2(7) = 139.67  
 Prob > chi2 = 0.0000

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0245048	.0094553	-2.59	0.010	-.0430368	-.0059728
d98	.0360665	.0119601	3.02	0.003	.0126251	.0595078
d99	.0432389	.0119601	3.62	0.000	.0197976	.0666802
d00	.0766094	.0119601	6.41	0.000	.0531681	.1000508
d01	.0410916	.0119601	3.44	0.001	.0176503	.0645329
d02	.061373	.0119601	5.13	0.000	.0379317	.0848143
d03	.0946924	.0119601	7.92	0.000	.0712511	.1181338
/sigma_u	0	.0069307	0.00	1.000	-.0135839	.0135839
/sigma_e	.0621466	.0032754	18.97	0.000	.0557269	.0685662
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**EQUAÇÃO 4: xtreg ipc dfea cr4 d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 244.58654  
 Iteration 1: log likelihood = 244.67782  
 Iteration 2: log likelihood = 244.67815

Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian  
 Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6  
 Wald chi2(8) = 139.67  
 Prob > chi2 = 0.0000

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.024518	.0094679	-2.59	0.010	-.0430747	-.0059613
cr4	-.0006788	.0251657	-0.03	0.978	-.0500028	.0486451
d98	.0363669	.0163425	2.23	0.026	.0043362	.0683976
d99	.0435865	.0175808	2.48	0.013	.0091287	.0780442
d00	.07694	.0171224	4.49	0.000	.0433806	.1104993
d01	.0414754	.018587	2.23	0.026	.0050455	.0779053
d02	.061721	.017592	3.51	0.000	.0272414	.0962006
d03	.095076	.0185799	5.12	0.000	.05866	.131492
/sigma_u	0	.0069339	0.00	1.000	-.0135902	.0135902
/sigma_e	.0621464	.0032754	18.97	0.000	.0557268	.0685661
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000



**EQUAÇÃO 5: xtreg ipc dfea cr10 d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 244.83682  
 Iteration 1: log likelihood = 244.92809  
 Iteration 2: log likelihood = 244.92843  
 Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian

Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6  
 Wald chi2(8) = 140.56  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 244.92843

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0248198	.0094526	-2.63	0.009	-.0433465	-.0062931
cr10	-.0179329	.0253108	-0.71	0.479	-.0675412	.0316753
d98	.0469338	.0194399	2.41	0.016	.0088324	.0850352
d99	.0552886	.0207819	2.66	0.008	.0145569	.0960203
d00	.0882252	.0202837	4.35	0.000	.0484699	.1279804
d01	.0542676	.0221017	2.46	0.014	.010949	.0975862
d02	.0734324	.020793	3.53	0.000	.0326787	.114186
d03	.1080326	.022297	4.85	0.000	.0643313	.1517339
/sigma_u	0	.0069723	0.00	1.000	-.0136655	.0136655
/sigma_e	.0620601	.0032708	18.97	0.000	.0556494	.0684708
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**EQUAÇÃO 6: xtreg ipc dfea fattotal d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 245.1464  
 Iteration 1: log likelihood = 245.23768  
 Iteration 2: log likelihood = 245.23801  
 Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian

Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6  
 Wald chi2(8) = 141.67  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 245.23801

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0228742	.0095505	-2.40	0.017	-.0415929	-.0041555
fattotal	-8.84e-10	8.34e-10	-1.06	0.289	-2.52e-09	7.50e-10
d98	.0404212	.0126106	3.21	0.001	.0157048	.0651375
d99	.0470133	.0124431	3.78	0.000	.0226253	.0714014
d00	.0803697	.0124393	6.46	0.000	.0559892	.1047502
d01	.0450215	.0124859	3.61	0.000	.0205497	.0694934
d02	.0646549	.0123182	5.25	0.000	.0405116	.0887982
d03	.0984581	.0124407	7.91	0.000	.0740747	.1228415
/sigma_u	0	.0066071	0.00	1.000	-.0129497	.0129497
/sigma_e	.0619535	.0032652	18.97	0.000	.0555538	.0683531
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**EQUAÇÃO 7: xtreg ipc dfea gpressoal d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 245.10465  
 Iteration 1: log likelihood = 245.19592  
 Iteration 2: log likelihood = 245.19626

Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian

Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6

Wald chi2(8) = 141.52  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 245.19626

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0210751	.0100099	-2.11	0.035	-.0406943	-.001456
gpressoal	-8.50e-09	8.34e-09	-1.02	0.308	-2.48e-08	7.84e-09
d98	.0412466	.0129624	3.18	0.001	.0158407	.0666525
d99	.0469473	.0124678	3.77	0.000	.0225109	.0713836
d00	.0800825	.0124024	6.46	0.000	.0557742	.1043908
d01	.0443637	.0123498	3.59	0.000	.0201586	.0685688
d02	.0637459	.0121505	5.25	0.000	.0399313	.0875605
d03	.0973602	.0122092	7.97	0.000	.0734306	.1212899
/sigma_u	0	.0066088	0.00	1.000	-.012953	.012953
/sigma_e	.0619678	.003266	18.97	0.000	.0555667	.068369
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**EQUAÇÃO 8: xtreg ipc dfea gmp d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 245.0525  
 Iteration 1: log likelihood = 245.14378  
 Iteration 2: log likelihood = 245.14412

Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian

Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6

Wald chi2(8) = 141.33  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 245.14412

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0238449	.0094555	-2.52	0.012	-.0423772	-.0053125
gmp	-1.06e-09	1.09e-09	-0.97	0.334	-3.20e-09	1.09e-09
d98	.0399651	.012592	3.17	0.002	.0152853	.064645
d99	.0469255	.0125235	3.75	0.000	.0223799	.0714711
d00	.0803541	.0125419	6.41	0.000	.0557724	.1049357
d01	.0449266	.0125711	3.57	0.000	.0202877	.0695655
d02	.0646916	.012413	5.21	0.000	.0403627	.0890206
d03	.098468	.0125518	7.84	0.000	.0738669	.1230692
/sigma_u	0	.0066548	0.00	1.000	-.0130432	.0130432
/sigma_e	.0619858	.0032669	18.97	0.000	.0555828	.0683888
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**EQUAÇÃO 9: xtreg ipc dfea produto d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 245.09169  
 Iteration 1: log likelihood = 245.18296  
 Iteration 2: log likelihood = 245.1833  
 Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian

Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6  
 Wald chi2(8) = 141.47  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 245.1833

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0231034	.0095309	-2.42	0.015	-.0417836	-.0044232
produto	-8.71e-10	8.65e-10	-1.01	0.314	-2.57e-09	8.24e-10
d98	.0401294	.0125906	3.19	0.001	.0154523	.0648066
d99	.0467719	.0124319	3.76	0.000	.0224057	.071138
d00	.0801747	.012441	6.44	0.000	.0557907	.1045586
d01	.0448473	.0124962	3.59	0.000	.0203553	.0693394
d02	.0645426	.012335	5.23	0.000	.0403666	.0887187
d03	.0982541	.01244	7.90	0.000	.0738721	.122636
/sigma_u	0	.0066102	0.00	1.000	-.0129558	.0129558
/sigma_e	.0619723	.0032662	18.97	0.000	.0555707	.0683739
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**EQUAÇÃO 10: xtreg ipc dfea capital1 d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 245.40812  
 Iteration 1: log likelihood = 245.4994  
 Iteration 2: log likelihood = 245.49973  
 Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian

Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6  
 Wald chi2(8) = 142.60  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 245.49973

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0219042	.0096273	-2.28	0.023	-.0407733	-.0030351
capital1	-2.70e-08	2.10e-08	-1.29	0.199	-6.82e-08	1.42e-08
d98	.0405018	.0123958	3.27	0.001	.0162066	.0647971
d99	.0454173	.0120256	3.78	0.000	.0218474	.0689871
d00	.080857	.0123559	6.54	0.000	.0566399	.105074
d01	.0440464	.0121256	3.63	0.000	.0202807	.0678121
d02	.0632779	.0119975	5.27	0.000	.0397632	.0867925
d03	.0971063	.0120528	8.06	0.000	.0734831	.1207294
/sigma_u	0	.0065798	0.00	1.000	-.0128962	.0128962
/sigma_e	.0618634	.0032605	18.97	0.000	.0554731	.0682538
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**EQUAÇÃO 11: xtreg ipc dfea capital2 d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 245.40195  
 Iteration 1: log likelihood = 245.49323  
 Iteration 2: log likelihood = 245.49357  
 Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian

Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6  
 Wald chi2(8) = 142.58  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 245.49357

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0216064	.009681	-2.23	0.026	-.0405807	-.002632
capital2	-5.67e-08	4.43e-08	-1.28	0.200	-1.43e-07	3.01e-08
d98	.0413763	.0126077	3.28	0.001	.0166656	.066087
d99	.0460139	.0121017	3.80	0.000	.022295	.0697327
d00	.0811505	.0124231	6.53	0.000	.0568016	.1054994
d01	.0440718	.0121314	3.63	0.000	.0202947	.0678489
d02	.0633667	.0120074	5.28	0.000	.0398326	.0869007
d03	.0960748	.0119548	8.04	0.000	.0726438	.1195059
/sigma_u	0	.0066559	0.00	1.000	-.0130454	.0130454
/sigma_e	.0618656	.0032606	18.97	0.000	.055475	.0682561
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**EQUAÇÃO 12: xtreg ipc dfea ipa d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 252.69316  
 Iteration 1: log likelihood = 252.78444  
 Iteration 2: log likelihood = 252.78478  
 Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian

Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6  
 Wald chi2(8) = 169.80  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 252.78478

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0184603	.0091572	-2.02	0.044	-.036408	-.0005125
ipa	.1082696	.0262849	4.12	0.000	.0567522	.1597871
d98	.0304399	.0115147	2.64	0.008	.0078716	.0530082
d99	.017094	.013077	1.31	0.191	-.0085366	.0427245
d00	.065856	.0117276	5.62	0.000	.0428704	.0888417
d01	.0246241	.0121121	2.03	0.042	.0008848	.0483635
d02	.0186023	.0154447	1.20	0.228	-.0116688	.0488734
d03	.0829512	.0117833	7.04	0.000	.0598563	.106046
/sigma_u	0	.0092735	0.00	1.000	-.0181757	.0181757
/sigma_e	.0594097	.0031311	18.97	0.000	.0532728	.0655466
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**Anexo 13 – Resultado do teste de diferenças em diferenças, com o IPA-FGV e variáveis da PIA-IBGE**

**EQUAÇÃO 1: xtreg ipc dfea cr4 ipa d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

```

Random-effects ML regression      Number of obs      =      180
Group variable (i): cnae          Number of groups   =       30
Random effects u_i ~ Gaussian     Obs per group: min =        6
                                   avg      =       6.0
                                   max      =        6
                                   Wald chi2(9)      =     169.95
                                   Prob > chi2       =      0.0000
Log likelihood = 252.82389

```

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0185662	.009163	-2.03	0.043	-.0365254	-.0006071
cr4	-.00674	.0240969	-0.28	0.780	-.0539691	.0404891
ipa	.1087182	.026328	4.13	0.000	.0571163	.1603201
d98	.0333993	.0156359	2.14	0.033	.0027536	.0640451
d99	.0204368	.0177134	1.15	0.249	-.0142809	.0551545
d00	.0690931	.0164748	4.19	0.000	.0368032	.1013831
d01	.0283665	.018046	1.57	0.116	-.007003	.063736
d02	.0218803	.0193851	1.13	0.259	-.0161138	.0598744
d03	.0867106	.017873	4.85	0.000	.0516803	.121741
/sigma_u	0	.0093249	0.00	1.000	-.0182765	.0182765
/sigma_e	.0593968	.0031304	18.97	0.000	.0532612	.0655323
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**EQUAÇÃO 2: xtreg ipc dfea cr10 ipa d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

```

Random-effects ML regression      Number of obs      =      180
Group variable (i): cnae          Number of groups   =       30
Random effects u_i ~ Gaussian     Obs per group: min =        6
                                   avg      =       6.0
                                   max      =        6
                                   Wald chi2(9)      =     171.86
                                   Prob > chi2       =      0.0000
Log likelihood = 253.31188

```

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0187942	.0091362	-2.06	0.040	-.0367008	-.0008876
cr10	-.0249002	.024216	-1.03	0.304	-.0723628	.0225623
ipa	.1101236	.0262699	4.19	0.000	.0586355	.1616117
d98	.045433	.0185586	2.45	0.014	.0090588	.0818072
d99	.0333775	.0205132	1.63	0.104	-.0068276	.0735826
d00	.0818006	.0194211	4.21	0.000	.0437358	.1198653
d01	.0426373	.0212775	2.00	0.045	.0009341	.0843405
d02	.0346145	.0219007	1.58	0.114	-.0083101	.0775391
d03	.1012732	.0213433	4.74	0.000	.0594411	.1431052
/sigma_u	0	.0092481	0.00	1.000	-.0181259	.0181259
/sigma_e	.0592359	.0031219	18.97	0.000	.053117	.0653549
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**EQUAÇÃO 3 xtreg ipc dfea fattotal ipa d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 253.19567  
 Iteration 1: log likelihood = 253.31151  
 Iteration 2: log likelihood = 253.31207  
 Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian

Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6  
 Wald chi2(9) = 171.86  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 253.31207

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0169769	.0092436	-1.84	0.066	-.035094	.0011402
fatttotal	-8.20e-10	7.97e-10	-1.03	0.304	-2.38e-09	7.43e-10
ipa	.1077439	.0262129	4.11	0.000	.0563675	.1591203
d98	.034507	.012143	2.84	0.004	.0107073	.0583068
d99	.0207225	.0135077	1.53	0.125	-.0057521	.047197
d00	.0693966	.0121895	5.69	0.000	.0455056	.0932876
d01	.0283499	.0126083	2.25	0.025	.003638	.0530618
d02	.0218546	.0157209	1.39	0.164	-.0089577	.0526669
d03	.0865016	.0122455	7.06	0.000	.0625008	.1105023
/sigma_u	0	.0084953	0.00	1.000	-.0166505	.0166505
/sigma_e	.0592359	.0031219	18.97	0.000	.053117	.0653548
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**EQUAÇÃO 4: xtreg ipc dfea gpressoal ipa d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 253.07597  
 Iteration 1: log likelihood = 253.19182  
 Iteration 2: log likelihood = 253.19237  
 Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian

Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6  
 Wald chi2(9) = 171.39  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 253.19237

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0156024	.009668	-1.61	0.107	-.0345514	.0033466
gpressoal	-7.21e-09	7.98e-09	-0.90	0.366	-2.29e-08	8.43e-09
ipa	.1073335	.0262458	4.09	0.000	.0558927	.1587744
d98	.034884	.0124964	2.79	0.005	.0103915	.0593765
d99	.0204666	.0135705	1.51	0.132	-.006131	.0470643
d00	.068896	.0121748	5.66	0.000	.0450339	.0927581
d01	.0275429	.0125087	2.20	0.028	.0030263	.0520596
d02	.0209855	.0156337	1.34	0.179	-.0096559	.051627
d03	.0853164	.0120443	7.08	0.000	.06171	.1089228
/sigma_u	0	.0085752	0.00	1.000	-.0168072	.0168072
/sigma_e	.0592753	.003124	18.97	0.000	.0531523	.0653983
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**EQUAÇÃO 5: xtreg ipc dfea gmp ipa d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 253.14715  
 Iteration 1: log likelihood = 253.263  
 Iteration 2: log likelihood = 253.26355  
 Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian

Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6  
 Wald chi2(9) = 171.67  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 253.26355

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0178321	.0091553	-1.95	0.051	-.0357762	.000112
gmp	-1.02e-09	1.04e-09	-0.98	0.327	-3.07e-09	1.02e-09
ipa	.1080719	.0262158	4.12	0.000	.0566899	.1594539
d98	.0342265	.0121168	2.82	0.005	.010478	.057975
d99	.0207127	.0135551	1.53	0.127	-.0058548	.0472801
d00	.0695028	.0122743	5.66	0.000	.0454457	.0935599
d01	.0283689	.0126701	2.24	0.025	.003536	.0532018
d02	.0218949	.0157659	1.39	0.165	-.0090057	.0527956
d03	.0866298	.0123371	7.02	0.000	.0624496	.11081
/sigma_u	0	.0085996	0.00	1.000	-.0168549	.0168549
/sigma_e	.0592519	.0031228	18.97	0.000	.0531313	.0653724
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**EQUAÇÃO 6: xtreg ipc dfea produto ipa d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 253.14938  
 Iteration 1: log likelihood = 253.26522  
 Iteration 2: log likelihood = 253.26578  
 Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian

Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6  
 Wald chi2(9) = 171.68  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 253.26578

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.017178	.0092256	-1.86	0.063	-.0352598	.0009038
produto	-8.12e-10	8.27e-10	-0.98	0.326	-2.43e-09	8.09e-10
ipa	.1078259	.0262186	4.11	0.000	.0564384	.1592133
d98	.0342524	.0121223	2.83	0.005	.0104932	.0580116
d99	.0204963	.0134944	1.52	0.129	-.0059521	.0469448
d00	.0692254	.012189	5.68	0.000	.0453354	.0931154
d01	.0281946	.012615	2.24	0.025	.0034697	.0529195
d02	.0217339	.01573	1.38	0.167	-.0090964	.0525642
d03	.0863212	.0122425	7.05	0.000	.0623263	.1103162
/sigma_u	0	.0084932	0.00	1.000	-.0166465	.0166465
/sigma_e	.0592511	.0031227	18.97	0.000	.0531306	.0653716
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**EQUAÇÃO 7: xtreg ipc dfea capital1 ipa d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 253.43818  
 Iteration 1: log likelihood = 253.55402  
 Iteration 2: log likelihood = 253.55457  
 Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian

Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6  
 Wald chi2(9) = 172.81  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 253.55457

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0160976	.009314	-1.73	0.084	-.0343526	.0021574
capital1	-2.50e-08	2.01e-08	-1.24	0.214	-6.44e-08	1.44e-08
ipa	.1074764	.0261804	4.11	0.000	.0561637	.1587891
d98	.0345862	.0119405	2.90	0.004	.0111832	.0579892
d99	.0193017	.0131417	1.47	0.142	-.0064555	.0450589
d00	.0698661	.0121146	5.77	0.000	.0461219	.0936104
d01	.0274796	.0122771	2.24	0.025	.0034169	.0515423
d02	.0206787	.0154692	1.34	0.181	-.0096403	.0509977
d03	.0852713	.0118804	7.18	0.000	.0619861	.1085565
/sigma_u	0	.0085679	0.00	1.000	-.0167928	.0167928
/sigma_e	.0591561	.0031177	18.97	0.000	.0530455	.0652668
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000

**EQUAÇÃO 8: xtreg ipc dfea capital2 ipa d98 d99 d00 d01 d02 d03, mle noconstant**

Iteration 0: log likelihood = 253.39784  
 Iteration 1: log likelihood = 253.51368  
 Iteration 2: log likelihood = 253.51424  
 Random-effects ML regression  
 Group variable (i): cnae  
 Random effects u\_i ~ Gaussian

Number of obs = 180  
 Number of groups = 30  
 Obs per group: min = 6  
 avg = 6.0  
 max = 6  
 Wald chi2(9) = 172.65  
 Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = 253.51424

ipc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dfea	-.0158934	.0093635	-1.70	0.090	-.0342455	.0024587
capital2	-5.13e-08	4.24e-08	-1.21	0.226	-1.34e-07	3.18e-08
ipa	.1072821	.0261912	4.10	0.000	.0559483	.158616
d98	.0352946	.0121493	2.91	0.004	.0114824	.0591068
d99	.0198428	.0132207	1.50	0.133	-.0060692	.0457548
d00	.0700621	.0121862	5.75	0.000	.0461777	.0939465
d01	.0274703	.0122902	2.24	0.025	.003382	.0515587
d02	.0207959	.0154886	1.34	0.179	-.0095612	.0511531
d03	.0843088	.0117891	7.15	0.000	.0612026	.1074151
/sigma_u	0	.0086858	0.00	1.000	-.0170239	.0170239
/sigma_e	.0591694	.0031184	18.97	0.000	.0530574	.0652814
rho	0	.	.	.	.	.

Likelihood-ratio test of sigma\_u=0: chibar2(01)= 0.00 Prob>=chibar2 = 1.000



## Anexo 14 – Resultados do painel dinâmico

```
. tsset cnae ano, yearly
      panel variable:  cnae, 1 to 36
      time variable:  ano, 1998 to 2003
EQUAÇÃO 1:. xtabond ipc ipa cr4, pre(dfea d98 d99 d00 d01 d03) lags(1)
maxldep(1) maxlag s(1)
note: d98 dropped due to collinearity
note: d99 dropped due to collinearity
Arellano-Bond dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      120
Group variable (i): cnae                          Number of groups   =      30
                                                    Wald chi2(4)       =     16.29
Time variable (t): ano                            Obs per group: min =      4
                                                    avg =              4
                                                    max =              4
```

### One-step results

ipc		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ipc	LD	-.1117517	.1248455	-0.90	0.371	-.3564444	.132941
dfea	D1	(dropped)					
d00	D1	(dropped)					
d01	D1	(dropped)					
d03	D1	.0483006	.0175128	2.76	0.006	.0139762	.082625
ipa	D1	.0207757	.0179505	1.16	0.247	-.0144067	.055958
cr4	D1	.0780965	.0253237	3.08	0.002	.028463	.1277299
_cons	--	.1232105	.0394937	3.12	0.002	.0458042	.2006168
	--	-.1365844	.0973941	-1.40	0.161	-.3274734	.0543046
	--	-.0000473	.0062476	-0.01	0.994	-.0122924	.0121979

```
-----
Sargan test of over-identifying restrictions:
      chi2(47) = 41.82      Prob > chi2 = 0.6866
Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:
      H0: no autocorrelation      z = -4.73      Pr > z = 0.0000
Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:
      H0: no autocorrelation      z = -2.31      Pr > z = 0.0210
```

