

## ESTIMATIVA DA ELASTICIDADE-RENDA DO CONSUMO DE CARNES NO BRASIL EMPREGANDO DADOS EM PAINEL <sup>1</sup>

Thiago Carbonari<sup>2</sup>  
César Roberto Leite da Silva <sup>3</sup>

**Resumo:** este trabalho procura estimar o impacto que a renda mensal média familiar exerce sobre o consumo físico das carnes bovina, suína e de frango em nove regiões metropolitanas do Brasil. Para isso, foram calculados os coeficientes de elasticidade-renda para o consumo físico desses tipos de carne empregando-se Dados em Painel. Os dados utilizados são provenientes das POFs 1987/88, 1995/96 e 2002/03., publicadas pelo IBGE. A carne bovina de primeira, seguida pelas carnes suína, bovina de segunda e de frango, foi a que, no geral, apresentou os maiores coeficientes de elasticidade-renda, o que mostra que a carne bovina de primeira e a carne suína possuem maior potencial de crescimento de consumo que as demais, caso haja aumento de renda da população brasileira. O emprego de Dados em Painel, com Efeitos Fixos e Temporais, para o cálculo das elasticidades-renda permitiu identificar eventuais diferenças no consumo das carnes estudadas entre as nove regiões metropolitanas brasileiras pesquisadas, bem como averiguar se houve alguma mudança no padrão de consumo dessas carnes no período coberto pelas POFs.

**Palavras-chaves:** consumo de carne, elasticidade renda da demanda, Brasil, dados em painel

### Estimating the income of meat consumption in Brazil employing panel data

**Abstract:** this article tried to estimate the impact that the average monthly household income has on the human consumption of beef, pork and poultry in nine Brazilian metropolitan areas. For this, it was calculated the coefficients of the income elasticity for the human consumption of these types of meat, by using panel data. The data are from Brazilian Household Income Survey (POF) collected in 1987/88, 1995/96 and 2002/03 by IBGE.. The fresh beef, followed by pork, stew meat and chicken, was the one that had the highest rates of the income elasticity in general. This shows that the fresh beef and the pork have the greatest potential for the growth of consumption than the others, in case the income of the Brazilian population increases. The use of panel data, with fixed

---

<sup>1</sup> Baseado na dissertação do primeiro autor orientada pelo segundo.

<sup>2</sup> Da UNISO. E-mail thiagocarbonari@netserv.com.br

<sup>3</sup> Da PUCSP. E-mail cesar.r.l.da.silva@gmail.com.br

Recebido em 03/06/2011. Liberado para publicação em 17/11/2011.

effects and time for the calculation of the income elasticities, enabled to capture possible differences in the consumption of the studied meat in the nine surveyed metropolitan areas and checked if there was any change in the pattern of meat consumption over the time.

**Key Words:** meat consumption, income-elasticity, Brazil, panel data

**JEL Classificaton:** D12

## 1. Introdução

O Brasil é um dos grandes produtores mundiais de carne. Segundo dados das entidades representativas dos setores de pecuária, avicultura e suinocultura, Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne – ABIEC(2009), União Brasileira de Avicultura –UBA (2009) e Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína –ABIPECS (2009), o país produziu, em 2008, 23,04 milhões de toneladas de carne. A carne de frango, com 10,94 milhões de toneladas, é a mais produzida, seguida pela carne bovina, com 9,00 milhões de toneladas, e pela carne suína, com 3,10 milhões de toneladas. Estas cifras correspondem à 14%, 15% e 3%, aproximadamente, da produção mundial das carnes de frango, bovina e de porco, respectivamente.

Embora o Brasil seja um grande exportador mundial de carnes, com 5,94 milhões de toneladas exportadas em 2008, tendo como destaque as carnes de frango, 3,64 milhões de toneladas, e bovina, 1,81 milhões de toneladas, a maior parte da produção nacional de carnes é destinada ao consumo interno. O consumo nacional *per capita* de carne, em 2008, foi de 89,20 kg. A carne mais consumida foi a de frango, com 38,90 kg consumidos, seguida pelas carnes bovina, 36,90 kg, e suína, 13,40 kg.

A queda dos preços das carnes bovina, de frango e suína no Brasil, principalmente a partir do início da década de 90, em virtude da abertura comercial por que passou a economia brasileira e do aumento da produtividade das cadeias produtoras de carne, deve ter contribuído de forma bastante positiva para o aumento no consumo desse alimento no país. No entanto, a renda da população é uma variável-chave quando o assunto envolve consumo de alimentos em geral, e de carnes em particular. Para Barros e

Mendonça (1995), o crescimento na renda dos brasileiros entre os anos de 1960 e 1990 levou ao aumento do consumo de alimentos.

Há evidências de que as decisões de consumo alimentar são influenciadas por outras variáveis de caráter econômico e social. Todavia, a renda tem sido considerada uma das principais variáveis condicionantes do consumo de carnes (BERTASSO, 2000).

Autores como Carvalho (2007) e Hoffmann (2000) desenvolveram trabalhos em que calcularam como a renda influencia o consumo de carnes no Brasil. Para o cálculo das elasticidades-renda do consumo de carnes, esses autores empregaram o modelo poligonal<sup>4</sup>, mediante o uso de dados das Pesquisas de Orçamento Familiar (POF) de 1995-1996 e 2002-2003, a primeira utilizada por Hoffmann e a segunda por Carvalho, ambas publicadas pelo IBGE. Assim, chegaram à conclusão de que as carnes de boi de primeira e suína são as que possuem maior elasticidade-renda, enquanto as carnes de frango e bovina de segunda se mostraram menos sensíveis às variações ocorridas na renda.

Nos trabalhos desenvolvidos por esses autores foram utilizados dados de uma única POF (*Cross Section*) para os cálculos das elasticidades-renda. Porém, como o IBGE, até hoje, já divulgou três Pesquisas de Orçamento Familiar, as POFs 1987/88, 1995/96 e 2002/03, existe a possibilidade de estimar as elasticidades-renda da demanda de carnes no Brasil por meio de um modelo de Dados em Painel. A aplicação desse modelo possibilita não só calcular os coeficientes da elasticidade-renda, mas também observar se existem diferenças no padrão de consumo de carnes entre as regiões metropolitanas brasileiras pesquisadas pelas quatro POFs supracitadas, bem como examinar se a passagem do tempo influenciou o consumo de carne dos brasileiros.

O objetivo deste trabalho é estimar os coeficientes de elasticidade-renda e verificar se o consumo físico das carnes de frango, suína e bovina de primeira e de segunda no Brasil difere entre as regiões metropolitanas e/ou foi modificado entre 1987/88 e 2002/03. Será estimado um modelo de dados em

---

<sup>4</sup> O modelo consiste em ajustar um poligonal com dois vértices (três segmentos). Para mais detalhes, ver: HOFFMANN, 2000.

painel com efeitos fixos usando as informações das POFs supracitadas, publicadas pelo IBGE (diversos anos), e os softwares estatísticos Eviews e SPSS.

O trabalho é apresentado em quatro itens, além desta introdução. Um breve levantamento da produção empírica sobre renda e sua distribuição, no período recente da economia brasileira e resenhas de alguns trabalhos importantes que estimaram elasticidades renda da demanda de alimentos, e de carnes em especial, ocupam o segundo item. A descrição da metodologia e dos dados empregados para estimar o modelo estão no terceiro. O quarto e quinto itens analisam os resultados e apresentam algumas considerações finais, respectivamente. x

## **2. Renda e consumo de alimentos**

Os dados disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) mostram que a renda no Brasil é concentrada tanto entre os indivíduos como entre as regiões. Enquanto em 2008 o rendimento domiciliar *per capita* das famílias residentes nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste do país era de cerca de R\$ 800,00 mensais, a renda *per capita* das famílias residentes no Norte e no Nordeste era de, respectivamente, R\$ 451,01 e R\$ 403,64 mensais (Tabela 1).

Ademais, nesse mesmo ano, o Índice de Gini<sup>5</sup> em todas as regiões do país foi igual ou superior a 0,49, com destaque para as regiões Nordeste, onde o índice foi de 0,56, e Centro-Oeste, na qual o referido indicador foi de 0,57. O Brasil, além de apresentar altos índices de concentração de renda em todas as regiões do país, não tem conseguido combater esse problema de forma eficaz, haja vista que entre 1987 e 2008, mais de vinte anos, portanto, a concentração de renda no Brasil, segundo o Índice de Gini, diminuiu apenas 0,05, ou seja, passou de 0,60 para 0,55 (Tabela 2).

Gremaud et. al. (2002), refletindo sobre a forte concentração regional de renda no Brasil, observam que a região Sudeste, apesar de deter pouco

---

<sup>5</sup> Mede o grau de desigualdade existente na distribuição de renda entre os indivíduos. Seu valor varia de 0, quando a desigualdade é nula, e 1, quando a desigualdade é máxima

mais de 42% da população do país, concentra quase 60% da renda nacional, enquanto o Nordeste, mesmo detendo pouco menos de 30% da população, concentra apenas 15% da renda nacional.

Tabela 1 - Renda domiciliar *per capita* a preços de outubro de 2008  
Brasil e Regiões (R\$)

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
1987	507,16	495,10	267,67	650,25	538,35	563,24
1988	470,49	422,79	242,98	619,65	476,42	513,53
1989	539,68	541,05	268,81	705,83	564,10	596,11
1990	489,86	518,87	253,15	626,55	518,76	558,35
1992	425,46	316,53	230,97	535,79	490,67	445,52
1993	448,29	357,49	245,92	549,09	535,28	509,53
1995	555,96	442,28	294,86	714,69	631,50	553,55
1996	566,84	424,51	298,48	730,14	641,06	580,55
1997	566,24	421,37	298,56	731,31	625,59	612,24
1998	572,14	416,90	311,42	729,49	640,65	630,34
1999	540,21	392,51	301,13	681,93	617,74	578,26
2001	547,70	401,83	299,21	692,61	641,88	594,75
2002	547,99	397,83	304,64	688,26	635,95	623,20
2003	515,97	358,94	283,97	644,35	632,03	568,26
2004	528,08	362,78	305,14	648,59	664,56	606,19
2005	559,83	377,94	320,63	699,00	684,04	639,95
2006	611,91	408,83	364,22	761,74	738,83	689,76
2007	628,73	428,40	375,50	767,08	779,99	751,95
2008	661,11	451,01	403,64	802,68	809,28	799,47

Fonte: IPEADATA (2009)

No que diz respeito às variações ocorridas na renda durante o período estudado no presente trabalho – que abrange as POFs publicadas em 15/10/1987, 15/09/1996 e 15/01/2003 –, pode-se constatar, analisando-se a Tabela 1, que enquanto de 1987 a 1996 a renda média real familiar *per capita* no Brasil aumentou, o mesmo não ocorreu nos anos subsequentes, de 1996 a 2003, período em que a renda média real familiar *per capita* decresceu.

Segundo dados do IPEA, de outubro de 1987 a setembro de 1996, a renda média real familiar *per capita* nacional aumentou 11,76%, passando de R\$ 507,16 para R\$ 566,84. Já no período subsequente, que compreende o intervalo entre as POFs publicadas em 1996 e em 2003, a renda média

familiar *per capita* dos brasileiros diminuiu 8,97%, caindo de R\$ 566,84 para R\$ 515,97. O comportamento de aumento da renda no Brasil entre as duas primeiras POFs (1987-1988 e 1995-1996) e de queda entre a segunda e a terceira POFs (1995-1996 e 2002-2003) é observado em praticamente todas as regiões do país; a única exceção é a região Norte, onde a renda média real familiar *per capita* diminuiu em ambos os períodos.

Para Menezes et. al. (2002), variáveis como a renda, sua distribuição, os preços relativos dos bens e as transformações estruturais ocorridas na sociedade brasileira (urbanização, estilo de vida, demografia, composição das famílias, etc.) têm influenciado os gastos das famílias brasileiras com alimentos. Os autores ainda concluem que os gastos com alimentos também dependem do grau de instrução e do sexo do chefe do domicílio.

Com base nos dados da POF de 1995/96, Bertasso (2000) realizou um estudo sobre o consumo alimentar nas regiões metropolitanas brasileiras, com o objetivo de analisar o efeito de algumas variáveis socioeconômicas sobre o padrão alimentar de consumo. Para atender a esse objetivo, o autor dividiu os alimentos em duas classes: os “tradicionais”, aqueles que demandam uma elaboração antes do consumo; e os “modernos”, alimentos de preparo fácil e rápido; além da alimentação fora do domicílio. Os resultados de seu estudo demonstraram que há uma tendência de a população metropolitana brasileira alternar seu consumo entre alimentos “tradicionais” e alimentos “modernos”, sendo que, enquanto nas famílias em que a mulher trabalha a tendência é consumir alimentos “modernos”, nas famílias em que prevalecem pessoas com mais de 50 anos o consumo é majoritariamente de alimentos “tradicionais”.

Almeida (2006) destaca que, sob a ótica das políticas públicas, conhecer a demanda, principalmente a de alimentos, além de auxiliar a indústria ofertante a direcionar suas estratégias e políticas de investimento, permite que se conheça a qualidade de vida das famílias. Como os gastos com alimentação têm grande peso no orçamento das famílias de menor renda, com destaque para aquelas residentes nas regiões mais pobres do país, estudos sobre demanda de alimentos têm como principal função auxiliar na orientação de políticas de segurança alimentar (MENEZES et. al., 2002).

Entre os diversos autores que estimaram a elasticidade-renda de produtos alimentares no Brasil, merece destaque o trabalho desenvolvido por Hoffmann (2000). Com o emprego de mínimos quadrados ponderados, o autor estimou uma poligonal relacionando os logaritmos dos recebimentos *per capita* com os logaritmos das despesas familiares *per capita* com várias categorias de alimentos.

Tabela 2 - Índice de Gini - Brasil e Regiões. 1987-2008

Ano	Índice de Gini.					
	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
1987	20,60	0,54	0,61	0,57	0,57	0,60
1988	0,62	0,57	0,62	0,58	0,57	0,63
1989	0,64	0,59	0,64	0,61	0,59	0,63
1990	0,61	0,58	0,63	0,58	0,58	0,61
1992	0,58	0,56	0,59	0,55	0,55	0,59
1993	0,60	0,58	0,63	0,57	0,56	0,61
1995	0,60	0,58	0,60	0,57	0,57	0,58
1996	0,60	0,58	0,62	0,56	0,56	0,60
1997	0,60	0,59	0,62	0,57	0,56	0,60
1998	0,60	0,58	0,61	0,57	0,56	0,60
1999	0,59	0,56	0,60	0,56	0,56	0,59
2001	0,60	0,57	0,60	0,57	0,55	0,60
2002	0,59	0,56	0,59	0,56	0,53	0,60
2003	0,58	0,54	0,58	0,56	0,53	0,58
2004	0,57	0,54	0,58	0,54	0,52	0,57
2005	0,57	0,53	0,57	0,54	0,52	0,58
2006	0,56	0,52	0,57	0,54	0,51	0,56
2007	0,56	0,53	0,57	0,52	0,51	0,57
2008	0,55	0,51	0,56	0,52	0,50	0,57

Fonte: IPEADATA (2009)

Desse modo, Hoffmann constatou que a elasticidade-renda média para a despesa com alimentação é de 0,436, sendo que a elasticidade-renda média para as despesas com alimentação fora do domicílio (0,745) é bem maior que aquela para alimentação no domicílio (0,344). O fato de a elasticidade-renda das despesas com alimentação fora do domicílio ser maior que a elasticidade-renda das despesas com alimentação no domicílio faz com que a participação

da primeira categoria no total das despesas com alimentação cresça à medida que se passa para classes com maior poder aquisitivo. Enquanto nas duas classes mais pobres consideradas no trabalho essa participação não chega a 13%, na classe mais rica ultrapassa os 36%.

Hoffmann (2000) calculou também a elasticidade-renda para o consumo físico de alimentos, pois, segundo ele, quando o produto não é homogêneo e os indivíduos relativamente ricos compram, em maior proporção, um produto de maior qualidade e mais caro, a elasticidade-renda da despesa com o produto tende a ser maior que a elasticidade-renda do consumo físico. Por outro lado, muitas vezes os mais pobres, por limitações de transporte ou por dependerem do crédito concedido por certos comerciantes, pagam um preço mais elevado, fazendo com que a elasticidade-renda da despesa se mostre menor que a elasticidade-renda do consumo físico.

Utilizando dados da POF 1995/96, Silveira et. al. (2007), ao empregarem o modelo QUAIDS<sup>6</sup> para estimar as elasticidades-renda de 39 produtos alimentares, observaram que a maioria dos produtos se caracteriza como bem normal, ou seja, seu consumo tem uma relação direta com a renda. No entanto, alguns produtos, como a farinha de mandioca e o leite em pó, se mostram bens inferiores, que são aqueles cuja relação com a renda é inversa em praticamente todas as regiões do país, exceto nas regiões Norte e Nordeste, o que se deve ao fato de serem as regiões mais pobres do país.

Interessante notar que, conforme o esperado, produtos como carne de segunda, feijão, frango e peixe foram os que obtiveram elasticidades-renda mais baixas. Já produtos como presunto, queijo, manteiga, linguiça, laranja, carne suína e carne de boi de primeira acabaram por obter coeficientes de elasticidade-renda superiores a 0,55, demonstrando que o consumo desses produtos sobe a partir do momento em que se atinge um determinado patamar de renda.

Santos et. al. (2005), ao utilizarem o modelo poligonal, desenvolvido por Hoffman, para estudar a elasticidade-renda do consumo de café na Região Sudeste do Brasil, concluíram que o café torrado e moído é um bem normal,

---

<sup>6</sup> Modelo que calcula a estrutura da demanda admitindo-se que as preferências estejam relacionadas no tempo.

haja vista que os coeficientes estimados de sua elasticidade-renda média apresentaram valores positivos e menores que a unidade. E tais coeficientes foram maiores nos estados da Região Sudeste que no Brasil, o que indica que nessa região esses produtos são mais sensíveis a variações na renda.

Ao também empregar o modelo poligonal para calcular as elasticidades-renda das carnes bovina, suína e de frango no Brasil, Carvalho (2007) constatou que houve, nas últimas décadas, um aumento no dispêndio dos brasileiros com alimentação fora do domicílio, o que vem ocorrendo tanto pelo ritmo acelerado das atividades profissionais, como pela maior distância da moradia em relação ao local de trabalho. O autor verificou também que, nos últimos anos, o consumo *per capita* de alimentos de forma geral e o de carnes, principalmente, diminuíram, indicando que tal redução pode estar associada ao declínio do nível de renda no Brasil desde 1998.

Este autor ainda analisou as elasticidades-renda médias com dados da POF 2002/03, observando que a carne bovina de primeira apresentou os maiores coeficientes, seguida pelas carnes suína, de frango e bovina de segunda. Os coeficientes da elasticidade-renda calculados para as carnes de forma geral foram sempre menores que 1, com o coeficiente da carne bovina de primeira perto de 1 e o da carne bovina de segunda próximo de zero. Além do mais, as altas elasticidades obtidas para a carne bovina de primeira e para a carne suína indicam que o dispêndio familiar com essas carnes, caso haja variações positivas na renda da população, tende a ser maior que as despesas familiares com carne bovina de segunda e com carne de frango.

### 3. Metodologia e base empírica

#### 3.1. O modelo com dados em painel <sup>7</sup>

De maneira geral, um conjunto de dados em painel consiste nas observações dos elementos de uma amostra aleatória (corte transversal) ao longo do tempo. Rigorosamente, dados em painel referem-se à mesma amostra (mesmos elementos) investigada em intervalos regulares de tempo. O caso mais comum, entretanto, é que em cada período seja sorteada uma

---

<sup>7</sup> Este item está baseado em Wooldridge (2002) e Hill, Griffiths & Lim (2008).

amostra aleatória e registradas as informações de interesse de cada elemento da amostra. Neste caso dificilmente o mesmo elemento será pesquisado duas vezes, e o conjunto de dados obtido desta maneira é conhecido como cortes transversais agrupados <sup>8</sup>. Doravante esses dois casos serão referidos como dados em painel.

Dentre outras vantagens, como aumentar o tamanho da amostra, os modelos com dados em painel são úteis para controlar o efeito de variáveis omitidas que não podem ser observadas de fato. Há dois modelos de regressão para tratar de variáveis omitidas. Quando as variáveis omitidas diferem entre os indivíduos mas são constantes ao longo do tempo tem-se uma regressão com efeitos fixos. Caso contrário, as variáveis omitidas que são constantes entre os indivíduos, mas variam ao longo do tempo, podem ser avaliados com uma regressão com efeitos fixos temporais.

Um modelo com dados em painel e uma variável explicativa pode ser representado como:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_{it}$$

onde  $i = 1, 2, \dots, N$  cortes transversais e  $t = 1, 2, \dots, T$  períodos de tempo. Como os coeficientes  $\alpha$  e  $\beta$  não têm subscritos supõe-se que sejam os mesmos para todos os elementos e períodos de tempo.

Entretanto, se o modelo for

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it}$$

onde  $\alpha_i$  pode diferir entre cada elemento da amostra, é chamado de modelo com dados em painel com efeitos fixos.

Por outro lado, se o modelo for expresso como:

$$Y_{it} = \alpha_t + \beta X_{it} + u_{it}$$

onde  $\alpha_t$  é diferente para cada período, denomina-se modelo com dados em painel com efeitos fixos temporais. Genericamente estas formulações podem ser sintetizadas como:

---

<sup>8</sup> Do ponto de vista estatístico, como estas amostras são coletadas independentemente, não há correlação entre os erros das diferentes observações, o que é uma vantagem.

$$\mathbf{Y} = \mathbf{D}\alpha + \mathbf{X} \beta' + \mathbf{u}$$

onde  $\mathbf{Y}$  é um vetor com as observações da variável independente,  $\mathbf{D}$  uma matriz diagonal cujos elementos representam uma variável *dummy* para cada elemento da amostra ou período de tempo, conforme o caso,  $\alpha$  um vetor de constantes,  $\mathbf{X}$  a matriz de variáveis explicativas,  $\beta'$  o vetor de coeficientes e  $\mathbf{u}$  o vetor de erros.

O seguinte modelo de regressão foi estimado:

$$\ln Y_{it}^n = \beta_1 + \beta_2 \ln X_{it}^n + \mu_{it}$$

onde  $\ln Y_{it}^n$  é o logaritmo natural do consumo físico familiar anual médio per capita da carne  $i$  (frango, suína, boi de primeira e de segunda), no período  $t$  (1987/88, 1995/96 e 2002/2003) na região metropolitana  $n$ ,  $\ln X_{it}^n$  o logaritmo natural da renda mensal média da família  $i$ , na região  $n$  no período  $t$ ; e  $\mu_{it}$  representa os respectivos erros.

A estrutura em painel representada na equação acima é a forma mais comum do modelo de efeitos fixos, pelo qual se procura identificar como o aumento da renda mensal média das famílias está afetando o consumo físico médio *per capita* familiar anual de carnes. O modelo geral de efeitos fixos para captar somente as variações entre as regiões, mantendo  $t$  constante, é dado por:

$$\ln Y_{it}^n = \sum_{j=1}^n \alpha_j d_{it} + \beta_1 \ln X_{it}^n + \mu_{it}$$

### 3.2. Base empírica

Neste trabalho foram utilizados dados das Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) do IBGE relativas aos anos de 1987/88, 1995/96 e 2002/03<sup>9</sup>.

---

<sup>9</sup> Segundo o IBGE, a POF tem como objetivo mensurar as estruturas de consumo, dos gastos e dos rendimentos das famílias, além de possibilitar que

Nas POFs o IBGE distribui as famílias em 10 classes de recebimento familiar mensal médio. Como recebimento consideram-se todos os rendimentos, sejam provenientes de trabalho, de transferências, de aluguel ou de outras fontes de renda.

No entanto, a exemplo de trabalhos anteriores envolvendo cálculos de elasticidade-renda mediante o emprego de dados da POF, o recebimento familiar mensal médio foi agrupado em três grandes classes de recebimento, o que também permite comparações<sup>10</sup>.

As três classes de rendimento mensal médio resultantes estão dentro dos seguintes intervalos: até seis salários mínimos, de 6 a 15 salários mínimos e superior a 15 salários mínimos.

Os dados de renda familiar mensal média e do consumo *per capita* familiar anual médio de carne de frango, suína e bovina de primeira e de segunda das diversas classes de renda familiar mensal das POFs de 1987-1998 e 1995-1996 são disponibilizados diretamente pelo IBGE para as regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, bem como para o total dessas áreas. Já na POF de 2002/2003 existem dados para essas áreas somente para o consumo familiar *per capita* anual médio de carnes. O IBGE optou por divulgar diretamente o valor da renda familiar mensal média por classe de recebimento apenas por estado, sem separar a área urbana da rural, e para o Brasil, nesse caso com valores segredados para região urbana, região rural e total das áreas.

Porém, como o intuito desta pesquisa é justamente analisar como a elasticidade-renda da demanda desses diversos tipos de carne evoluiu tanto entre as regiões como no decorrer do tempo, foi necessário estimar a renda mensal média das famílias por classe de recebimento nas regiões metropolitanas a partir dos microdados disponibilizados pelo IBGE para a POF em questão.

---

seja traçado um perfil das condições de vida da população brasileira a partir da análise de seus orçamentos domésticos

<sup>10</sup> O método empregado para agrupar 10 classes de rendimento em três pode ser visto em Hoffmann (2000).

#### 4. Resultados

Nesta seção serão apresentados os resultados das elasticidades-renda, calculadas utilizando-se Dados em Painel, para o consumo físico de carne bovina de primeira, carne bovina de segunda, carne de frango e carne suína.

##### 4.1 Carne bovina de primeira

Os resultados do modelo com efeitos fixos produziram elasticidades renda do consumo maiores do que um, apesar de decrescentes por classe de rendimento, corroborando a idéia de que a carne bovina de primeira é um bem normal com participação importante no orçamento doméstico. O coeficiente de elasticidade-renda médio de 1,506 indica que o aumento da renda da população terá um impacto significativo no consumo deste bem. A observação dos interceptos indica que não há grandes diferenças no consumo de carne entre as regiões metropolitanas brasileiras (quadro 1) <sup>11</sup>.

No modelo de efeitos fixos temporais, que procura captar o efeito das variáveis omitidas ao longo do tempo, apenas o coeficiente para o primeiro estrato de renda é significativo, apesar do valor elevado do coeficiente de determinação ( $R^2$ ). As elasticidades renda são igualmente decrescentes entre os estratos. A relativa estabilidade dos interceptos indica que o tempo também não modificou de maneira importante o consumo de carne de boi de primeira (quadro 1).

Hoffman (2000), no trabalho já citado, encontrou coeficientes de elasticidade-renda decrescentes para as regiões metropolitanas pesquisadas. O coeficiente para o primeiro estrato foi de 1,007, para o segundo de 0,594 e para o terceiro de -0,233. Já para a elasticidade-renda média, o coeficiente foi de 0,442. Carvalho (2007), por sua vez, empregando a mesma metodologia utilizada por Hoffman (2000), porém com dados da POF 2002-2003, obteve coeficientes também decrescentes para os estratos de renda familiar. Enquanto o coeficiente da elasticidade-renda do primeiro estrato de renda para o Brasil foi de 0,774, os coeficientes para o segundo e para o terceiro estrato foram,

---

<sup>11</sup> Os coeficientes são significativos pelo menos a 10% para todos os estratos de renda, bem como para renda média das famílias

respectivamente, de 0,601 e 0,314, sendo que o coeficiente da elasticidade-renda média foi de 0,538.

#### 4.2. Carne bovina de segunda

No modelo de efeitos fixos para carne bovina de segunda os coeficientes de determinação são superiores a 0,90 para todos os estratos de renda e para a renda média, mas são estatisticamente significantes apenas para o primeiro estrato de renda e para a renda média. Diferenças no padrão de consumo de carne de boi de segunda entre as regiões metropolitanas pesquisadas, detectada pelos interceptos do modelo, mostraram-se estatisticamente válidas apenas para a renda média das famílias. Vale notar, nesse caso, que há diferenças relevantes no padrão de consumo desse tipo de carne nas regiões metropolitanas de Belém, Porto Alegre e Salvador (Quadro 2).

Já os coeficientes de elasticidade-renda do modelo de efeitos fixos temporais são estatisticamente insignificantes para todos os estratos de renda e para a renda média. No que diz respeito aos interceptos, que captam eventuais mudanças no consumo de carne bovina de segunda no período em que as POFs foram publicadas, nota-se que são estatisticamente diferentes de zero apenas para os cálculos realizados para as famílias do terceiro estrato de renda. Nessas famílias, entre 1996 e 2003 houve uma queda significativa no de consumo de carne bovina de segunda.(Quadro 2).

Os coeficientes de elasticidade-renda para o consumo físico familiar *per capita* de carne bovina de segunda são, em geral, inferiores àqueles obtidos para a carne bovina de primeira, tanto levando em conta os modelos de Efeitos Fixos e Efeitos Fixos Temporais, como os estratos de renda pesquisados, incluindo a renda média das famílias.

Em seus trabalhos, Hoffmann (2000) e Carvalho (2007) também obtiveram coeficientes de elasticidade-renda mais baixos para a carne bovina de segunda que para a carne bovina de primeira. Aliás, esses autores chegaram a coeficientes de elasticidade-renda negativos para os estratos de renda mais altos, o que demonstraria que esse tipo de carne seria um bem inferior para as famílias de maior renda.

Os resultados do presente trabalho chamam a atenção para o fato de que o coeficiente de elasticidade-renda obtido para a renda média das famílias, apesar de sensivelmente inferior aos apurados para a carne bovina de primeira, é bem superior aos obtidos pelos trabalhos dos autores já citados para esse tipo de carne. Isso poderia significar que, como os dados utilizados para calcular os coeficientes de elasticidade-renda são provenientes de períodos diferentes, diminuições na renda das famílias no decorrer dos anos levariam a quedas no consumo também de produtos considerados inferiores, como a carne bovina de segunda. Os dados da tabela 1 corroboram com esta hipótese já que mostram queda na renda das famílias no período que compreende as POFs 1995/96 e 2002/03.

#### 4.3 Carne de frango

Os coeficientes de elasticidade-renda do modelo com efeitos fixos, para a carne de frango, são estatisticamente significativos a 10% para todos os estratos de renda e para a renda média familiar total. Embora o coeficiente da elasticidade-renda do segundo estrato de renda seja maior que o do primeiro estrato, o que, aliás, também se observa no trabalho de Hoffmann (2000), as elasticidades estimadas diminuem quando se passa do primeiro para o terceiro estrato de renda, indicando que as famílias de renda mais alta deixam de consumir esse tipo de carne se houver incremento em sua renda, denotando um tipo de comportamento que sugere classificar a carne de frango com um bem inferior. No trabalho desenvolvido por Carvalho (2007), os coeficientes de elasticidade-renda para o terceiro estrato de renda são bastantes baixos, quando não negativos, seguindo, portanto, o mesmo comportamento observado nos cálculos realizados por Hoffmann. Os resultados obtidos pelos interceptos indicam que não há grandes diferenças no de consumo de carne de frango entre as áreas pesquisadas (Quadro 3).

Os resultados do modelo com efeitos fixos temporais não são estatisticamente significativos, com exceção do coeficiente obtido a partir da renda média total das famílias. As elasticidades mostradas por esses coeficientes estão muito próximas das calculadas por Carvalho em seu trabalho, muito baixos ou até mesmo negativos.

Já os interceptos do modelo são estatisticamente significativos para todos os estratos de renda e para a renda média das famílias. É interessante observar, a partir desses interceptos, que o consumo de carne de frango entre as famílias situadas no terceiro estrato de renda sofreu alterações relevantes em seu comportamento tanto entre as POFs 1987-1988 e 1995-1996 como entre as POFs 1995-1996 e 2002-2003 (Quadro 3).

#### 4.4. Carne suína

Os coeficientes da elasticidade renda do modelo de efeito fixo são estatisticamente significantes para todos os estratos de renda e para a renda média total. O fato de esse tipo de carne apresentar elasticidade-renda negativa nos dois primeiros estratos de renda não é uma característica apenas deste trabalho (Quadro 3). Nos cálculos desenvolvidos por Carvalho (2007), a carne suína apresentou coeficientes de elasticidade-renda baixos para o primeiro estrato de renda, sendo que, no caso da região Sul do Brasil, o referido coeficiente foi de -0,642. Para o segundo estrato de renda, os coeficientes encontrados pelo autor foram, no geral, maiores que um; todavia, o coeficiente obtido para a região Nordeste do país foi de -1,922.

Os resultados mostram também que a carne suína poderia ser classificada como um bem inferior para as famílias de menor renda, e como bem normal para as famílias situadas no terceiro estrato de renda. Em relação à elasticidade considerando-se a renda média das famílias, o coeficiente de 0,858 mostra que o consumo de carne suína tem um bom potencial de crescimento, se houver aumento na renda familiar. Do ponto de vista das diferenças regionais, nota-se que as famílias residentes nas regiões metropolitanas de Belém, Recife e Salvador, por exemplo, consomem menos carne suína que as famílias residentes nas demais áreas (Quadro 4).

Por seu turno, apenas o coeficiente do primeiro estrato de renda do modelo de efeitos fixos temporais é estatisticamente significativo, além do estimado para a renda média das famílias. Apesar deste coeficiente ser bastante alto, este resultado está em consonância com o fato de os coeficientes de elasticidade-renda obtidos a partir da metodologia empregada neste trabalho serem superiores aos obtidos pelos estudos desenvolvidos

anteriormente por Carvalho (2007) e Hoffmann (2000), que também chegaram a coeficientes de elasticidade-renda bem altos para este estrato de renda.

De acordo com os resultados do modelo de efeitos fixos temporais, não houve mudanças bruscas no consumo desse tipo de carne no período em que as POFs foram levantadas pelo IBGE (Quadro 4).

Os coeficientes de elasticidade-renda do consumo familiar per capita médio de carne suína são superiores aos obtidos para carne de frango e para carne de boi de segunda e inferiores aos auferidos para a carne de boi de primeira, exceto para o caso do modelo de efeitos fixos temporais, em que o coeficiente da elasticidade-renda da carne suína é maior também que o da carne bovina de primeira, fato corroborado pelos trabalhos de Hoffmann (2000) e Carvalho (2007).

### **Considerações finais**

O propósito deste trabalho foi continuar a tradição de estudos que estimaram os efeitos da variação da renda no consumo de alimentos, e das carnes em particular, a partir de dados de Pesquisas de Orçamentos Familiar, levantadas pelo IBGE. Aproveitando as informações das POFs de 1987/98, 1995/96 e 2002/03, procurou-se aprimorar as estimativas das elasticidades-renda do consumo de carnes empregando um modelo de dados em painel, que permite considerar tanto os dados em corte transversal quanto em série de tempo. Um dos méritos deste modelo é captar as mudanças que podem ocorrer entre regiões e ao longo do tempo, que são mascaradas quando se empregam apenas dados em corte transversal ou série temporal. Os trabalhos de Hoffmann (2000) e Carvalho (2007), sobre elasticidade-renda do consumo de carne no Brasil, foram citados amiúde no intuito de validar os resultados desta pesquisa.

Os resultados para a carne bovina de primeira indicam a maior elasticidade-renda entre as carnes pesquisadas, como era de se esperar. O coeficiente da elasticidade média desse tipo de carne foi de 1,506, sugerindo que o aumento da renda terá impactos significativo na demanda por este bem.

Por outro lado, o estudo sugere que não há diferenças significativas no consumo deste tipo de carne entre as regiões brasileiras nem o tempo compreendido entre as POFs alterou seu consumo..

A carne bovina de segunda tem coeficientes de elasticidade-renda média superiores aos da carne de frango e inferiores aos da carne suína. O coeficiente de elasticidade-renda média de 0,785, estatisticamente significativo, sugerindo que se trata de um bem inferior. Por outro lado, observou diferenças significativas no consumo desse tipo de carne entre as regiões metropolitanas de Belém, Porto Alegre e Salvador, e entre as POFs 1995-1996 e 2002-2003.

Os coeficientes de elasticidade-renda da carne de frango foram os mais baixos entre os calculados no presente trabalho. O fato de esse tipo de carne possuir um coeficiente de elasticidade-renda de 0,711, mostra que também a carne de frango poderá ter seu consumo aumentado se houver crescimento na renda das famílias brasileiras. No entanto, pelo modelo de efeitos fixos temporais, o coeficiente de elasticidade-renda para a carne de frango é negativo. Os interceptos dos modelos de efeitos fixos e efeitos fixos temporais explicitaram que há diferenças importantes no padrão de consumo de carne de frango tanto entre as regiões metropolitanas como entre os períodos em que as POFs foram levantadas.

Como observado nos trabalhos de Hoffmann (2000) e Carvalho (2007), a carne suína apresentou coeficientes de elasticidade-renda média inferiores apenas àqueles observados para a carne bovina de primeira. Os coeficientes de 0,858 para o modelo de efeitos fixos e de 1,174 para o modelo de efeitos fixos temporais, ambos estatisticamente significativos, revelam que a carne suína tem um bom potencial de crescimento de consumo, caso haja aumento na renda dos brasileiros. No mais, os interceptos dos modelos mostraram que nas regiões metropolitanas de Belém, Recife e Salvador consome-se menos carne suína que nas demais áreas, bem como que há também mudanças relevantes no comportamento do consumo desse tipo de carne entre as POFs. Também de acordo com os resultados das pesquisas destes autores, os coeficientes de elasticidade-renda são, em geral, maiores

para os menores estratos de renda indica que uma melhor distribuição de renda no Brasil pode contribuir para o aumento do consumo de carnes.

Tendo em vista tais constatações, pode-se dizer que o presente trabalho contribui para alicerçar as decisões estratégicas das empresas que atuam no setor de carnes, ao mostrar que as carnes bovina de primeira e suína são as que têm maiores potências de crescimento de consumo no mercado interno, haja vista que a renda da população brasileira tem aumentado recentemente. Já a carne bovina de segunda e a carne de frango também apresentam potencial de crescimento de consumo no mercado nacional, porém em menor grau, o que torna ainda mais importante a estratégia adotada pelos frigoríficos produtores de carne de frango de se internalizarem e agregarem cada vez mais valor às exportações desse tipo de carne.

Finalmente, vale notar que a contribuição deste trabalho para o estudo de elasticidades-renda da demanda de consumo de carnes foi calcular os coeficientes dessas elasticidades empregando Dados em Painel obtidos a partir das POFs 1987/98, 1995/96 e 2002/03. Os dados obtidos a partir dessa metodologia acabaram por apresentar coeficientes de elasticidade-renda superiores aos encontrados em trabalhos anteriores, nos quais foram utilizados dados em *cross section* ajustados por meio de uma poligonal.

Este trabalho não pretendeu de forma alguma encerrar a discussão acerca da influência que a renda exerce sobre o consumo de carnes; sua intenção foi apenas enriquecer um pouco mais esse debate. Seria interessante que novas pesquisas fossem realizadas sobre essa questão, sobretudo se pudessem incorporar dados da nova POF, que o IBGE pretende publicar em abril de 2010, bem como dados sobre os preços pagos pelos consumidores brasileiros ao adquirem carnes bovina, suína e de frango e sobre sua reação às variações ocorridas nos valores desses produtos. Todavia, dados sobre preços de carnes praticados quando da venda desse produto para o consumidor final são ainda muito escassos no Brasil, ainda mais em se considerando sua diversificação entre as regiões do país.

*elasticidade-renda do consumo de carnes no Brasil*

Quadro 1. Coeficientes de elasticidade renda do consumo físico per capita familiar de carne bovina de primeira, com efeitos fixos e efeitos fixos temporais, Brasil, 1987/88-2002/03

Efeitos Fixos				
	Elasticidade no Estrato			Elasticidade Média
	I	II	III	
X	2,682	1,505	0,851	1,506
	-1,909	-3,303	-1,751	-3,428
Intercepto	(-1,748)	(-2,662)	(-1,085)	(-2,796)
R <sup>2</sup>	0,750	0,998	0,992	0,925
Efeitos Fixos				
Belém	-14,863	-8,423	-4,124	-8,737
Fortaleza	-15,186	-8,903	-4,471	-9,088
Recife	-15,350	-9,129	-4,877	-9,299
Salvador	-15,613	-9,202	-4,706	-9,480
Belo Horizonte	-15,697	-9,103	-4,910	-9,631
Rio de Janeiro	-15,326	-8,763	-4,705	-9,419
São Paulo	-15,472	-8,941	-4,787	-9,654
Curitiba	-15,535	-8,871	-4,681	-9,487
Porto Alegre	-15,597	-9,146	-4,697	-9,559
Total das áreas	-15,420	-8,929	-2,870	-9,514
Efeitos Fixos Temporais				
	Elasticidade no Estrato			Elasticidade Média
	I	II	III	
X	1,584	-0,229	0,039	0,625
	-3,205	(-0,111)	(0,630)	-3,034
Intercepto	(-2,739)	(0,253)	-4,601	(-1,686)
R <sup>2</sup>	0,831	0,906	0,960	0,9542
Efeitos Fixos Temporais				
1987/1988	-8,574	3,848	2,578	-2,567
1995/1996	-8,264	4,099	2,631	-2,448
2002/2003	-8,680	4,100	2,048	-2,948

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da pesquisa – Estatística *t*- student entre parênteses

Quadro 2. Coeficientes de elasticidade renda do consumo físico per capita familiar de carne bovina de segunda, com efeitos fixos e efeitos fixos temporais, Brasil, 1987/88-2002/03

Efeitos Fixos				
Variável	Elasticidade no Estrato			Elasticidade
	I	II	III	Média
X	1,006	0,044	0,812	0,785
	-1,604	-0,088	-1,084	-3,955
Intercepto	(-1,079)	(0,520)	(-0,790)	(-2,578)
R <sup>2</sup>	0,986	0,995	0,903	0,994
Efeitos Fixos				
Belém	-3,297	2,655	-4,572	-2,975
Fortaleza	-4,635	1,506	-5,848	-4,212
Recife	-4,462	1,656	-5,286	-3,949
Salvador	-4,210	2,074	-5,070	-3,750
Belo Horizonte	-4,696	1,471	-5,597	-4,362
Rio de Janeiro	-4,669	1,562	-5,460	-4,313
São Paulo	-4,330	1,694	-5,105	-4,175
Curitiba	-4,260	1,940	-5,254	-4,012
Porto Alegre	-3,684	8,000	-4,700	-3,330
Total das áreas	-4,323	1,825	-3,405	-4,051
Efeitos Fixos Temporais				
Variável	Elasticidade no Estrato			Elasticidade
	I	II	III	Média
X	1,377	-0,703	-0,034	0,180
	-1,416	(-0,199)	(-0,315)	(0,438)
Intercepto	(-1,078)	(0,284)	-2,314	(0,225)
R <sup>2</sup>	0,375	0,484	0,174	0,360
Efeitos Fixos				
1987/1988	-6,427	7,474	2,378	0,836
1995/1996	-6,468	7,561	2,393	0,861
2002/2003	-6,869	7,173	1,736	0,433

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da pesquisa – Estatística *t*-student entre parênteses

Quadro 3. Coeficientes de elasticidade renda do consumo físico per capita familiar de frango, com efeitos fixos e efeitos fixos temporais, Brasil, 1987/88-2002/03

Efeitos Fixos				
Variável	Elasticidade no Estrato			Elasticidade
	I	II	III	Média
<i>X</i>	1,659	2,091	0,643	0,711
	-2,781	-6,222	-1,956	-2,279
Intercepto	(-2,063)	(-5,086)	(-0,937)	(-1,117)
R <sup>2</sup>	0,997	0,998	0,997	0,991
Efeitos Fixos				
Belém	-7,486	-12,370	-2,485	-2,347
Fortaleza	-7,384	-12,532	-2,577	-2,377
Recife	-7,614	-12,490	-2,771	-2,485
Salvador	-7,699	-12,584	-2,563	-2,591
Belo Horizonte	-7,898	-12,664	-2,916	-2,780
Rio de Janeiro	-7,810	-12,619	-2,660	-2,720
São Paulo	-7,952	-12,746	-2,896	-2,915
Curitiba	-8,017	-12,782	-3,081	-2,954
Porto Alegre	-7,675	-12,550	-2,893	-2,672
Total das áreas	-7,805	-12,671	-1,377	-2,768
Efeitos Fixos Temporais				
Variável	Elasticidade no Estrato			Elasticidade
	I	II	III	Média
<i>X</i>	-0,146	-1,297	0,003	-0,263
	(-0,482)	(-1,112)	(0,060)	(-1,986)
Intercepto	-1,888	-1,440	-6,030	-4,715
R <sup>2</sup>	0,952	0,961	0,971	0,929
Efeitos Fixos				
1987/1988	3,504	12,233	2,742	4,705
1995/1996	3,784	12,572	3,034	4,972
2002/2003	3,555	12,308	2,685	4,676

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da pesquisa – Estatística *t*-student entre parênteses

Quadro 4. Coeficientes de elasticidade renda do consumo físico per capita familiar de carne suína, com efeitos fixos e efeitos fixos temporais, Brasil, 1987/88-2002/03

Efeitos Fixos				
Variável	Elasticidade no Estrato			Elasticidade
	I	II	III	Média
X	-3,473 (-2,272)	-2,233 (-2,673)	0,694 -3,039	0,858 -2,675
Intercepto	-2,272	-2,757	(-2,691)	(-2,527)
R <sup>2</sup>	0,931	0,977	0,972	0,935
Efeitos Fixos				
Belém	20,986	16,666	-6,028	-6,705
Fortaleza	21,382	16,677	-5,577	-6,191
Recife	20,480	16,171	-5,676	-6,787
Salvador	20,844	16,605	-5,749	-4,995
Belo Horizonte	22,705	18,063	-4,462	-6,828
Rio de Janeiro	21,961	17,069	-5,338	-6,291
São Paulo	22,092	17,204	-5,359	-6,100
Curitiba	23,191	17,268	-5,034	-5,831
Porto Alegre	22,411	16,806	-5,323	-6,133
Total das áreas	22,117	17,221	-3,733	-6,061
Efeitos Fixos Temporais				
Variável	Elasticidade no Estrato			Elasticidade
	I	II	III	Média
X	1,145 (0,674)	13,920 -3,061	-0,044 (-0,318)	1,174 -2,086
Intercepto	(-0,675)	(-3,045)	(0,881)	(-2,001)
R <sup>2</sup>	0,121	0,314	0,201	0,252
Efeitos Fixos				
1987/1988	-6,831	-101,229	1,311	-8,340
1995/1996	-7,362	-102,811	1,083	-8,738
2002/2003	-7,416	-102,152	0,774	-8,752

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da pesquisa – Estatística *t*-student entre parênteses

### **Referências Bibliográficas**

- ALMEIDA, N. A. **Relatório sobre a identificação das elasticidades-renda para os principais produtos alimentares que compõem a cesta de consumo das famílias de baixa, média e alta renda.** Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2006.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DA INDÚSTRIA PRODUTORA E EXPORTADORA DE CARNE SUÍNA. **Estatísticas.** Disponível em: <<http://www.abipecs.org.br/pt/estatisticas>>. Acesso em: 04 set. 2009.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNE. **Estatísticas.** Disponível em: <[http://www.abiec.com.br/download/stat\\_balanco.pdf](http://www.abiec.com.br/download/stat_balanco.pdf)>. Acesso em: 30 ago. 2009.
- BERTASSO, B. F. **O consumo alimentar em regiões metropolitanas brasileiras: análise da pesquisa de orçamentos familiares / IBGE 1995/96.** Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada), Escola Superior “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2000.
- CARVALHO, T. B. de. **Estudo da Elasticidade-Renda da demanda de carne bovina, suína e de frango no Brasil.** Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada), Escola Superior “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2007.
- GREMAUD, A. P.; VASCONCELOS, M. A. S. de; TONETO JÚNIOR, R. **Economia Brasileira Contemporânea.** 4<sup>a</sup>.ed. São Paulo: Atlas, 2002.
- HILL, R. C. GRIFFITHS, W. E. LIM, G. C. **Principles of Econometrics.** Third Edition. Hoboken: John Wiley and Sons, 2008
- HOFFMANN, R. Elasticidades-Renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano em 1995-1996. **Agricultura em São Paulo.** Vol.47. n.1. São Paulo, set. 2000. p.111-2.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 1995-1996.** Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/pesquisas/pof/default1996.asp?>>. Acesso em: 27 ago. 2008.
- \_\_\_\_\_. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003.** Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/pesquisas/pof/default20022003.asp?z=p&o=8>>. Acesso em: 30 set. 2008.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA.** Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/series\\_estatisticas/subtema.php?idsubtema=112](http://www.ibge.gov.br/series_estatisticas/subtema.php?idsubtema=112)>. Acesso em: 08 ago. 2009.

- MENEZES, T.; SILVEIRA, F. G.; MAGALHÃES, L. C. G. de; DINIZ, B. P. C. **Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do Brasil:** aplicação do modelo AID aos microdados da POF 1995/96 IBGE. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, jul. 2002.
- SILVEIRA, G. S.; MAGALHÃES, L. C. G. de; MENEZES, T.; DINIZ, B. P. C. “Elasticidade-Renda dos produtos alimentares nas regiões metropolitanas brasileiras: Uma aplicação da POF 1995-1996”. **Estudos Econômicos**. Vol.37. n.2. São Paulo, abr.-jun. 2007. p.329-52.
- UNIÃO BRASILEIRA DE AVICULTURA. **Estatísticas:** banco de dados restrito. Disponível em: <[www.uba.org.br/site3/restrito.php?abrir=banco\\_de\\_dados\\_2](http://www.uba.org.br/site3/restrito.php?abrir=banco_de_dados_2)>. Acesso em: 30 ago. 2009.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. **Agriculture:** animal production. Disponível em: <[http://www.usda.gov/wps/portal/!ut/p/\\_s.7\\_0\\_A/7\\_0\\_1OB?navid=ANIMAL](http://www.usda.gov/wps/portal/!ut/p/_s.7_0_A/7_0_1OB?navid=ANIMAL)>. 2005.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of cross section and panel data**. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology, 2002.

*elasticidade-renda do consumo de carnes no Brasil*