

HÁBITOS ALIMENTARES NO SETOR DE CARNES

FOOD HABITS IN MEAT INDUSTRY

Luis Fernando Azevedo
Escola de Economia de São Paulo (EESP/FGV)
lfpazevedo@gmail.com

Felippe Cauê Serigati
Escola de Economia de São Paulo (EESP/FGV)
felippe.serigati@fgv.br

Roberta Cristina Possamai
Escola de Economia de São Paulo (EESP/FGV)
roberta.possamai@gyvail.br

Grupo de Pesquisa: Grupo 1. Comercialização, Mercados e Preços.

Resumo

Entre as fontes de proteína animal, a demanda por carne de frango é a que mais cresce no Brasil e no mundo. Há diversas hipóteses para explicar a expansão do consumo da carne de frango em um ritmo superior ao crescimento da demanda pelas demais carnes, notadamente, bovina e suína. Entre essas hipóteses merecem destaque a expansão da renda, o preço mais atraente da carne de frango e as mudanças nos hábitos alimentares, uma vez que, essa carne é, com frequência, associada a uma dieta mais saudável. Por meio de um modelo AIDS (Almost Ideal Demand System) com termo de correção de erro, este trabalho buscou decompor a evolução do *share* do consumo da carne de frango frente ao consumo de outras proteínas animais, como carne bovina e suína. Os resultados encontrados sugerem que o ganho de participação da carne de frango na dieta do brasileiro apresenta uma forte formação de hábitos alimentares. Curiosamente, os efeitos substituição e efeito renda tiveram contribuição negativa para o *share* no período analisado.

Palavras-chave: carne de frango, hábitos alimentares, demanda, efeito substituição, efeito renda

Abstract

Among the different types of animal protein, the demand for poultry has been the fastest growing in Brazil and worldwide. There are several hypotheses explaining the expansion of chicken meat consumption at a faster pace than the demand for other meats, notably beef and pork. Among those hypotheses are worth mentioning the income expansion, the most attractive price of chicken meat and changes in food habits, as long as this meat has often been associated with a healthier diet. Through an AIDS (Almost Ideal Demand System) model with error correction term, this study sought to decompose the evolution of the consumption share of chicken meat against the consumption of other animal proteins, such as beef and pork. The

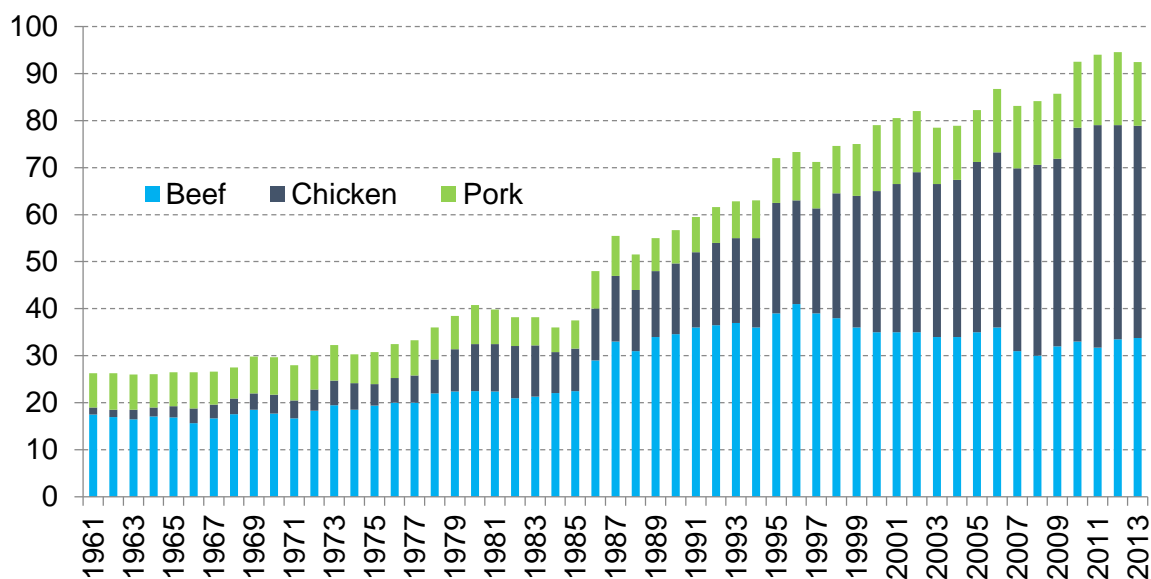
results suggest that food habits explains significantly the share gain of chicken meat in the Brazilian market. Interestingly, the substitution and income effects had a negative contribution to that share in the period.

Key words: chicken meat, food habits, demand, substitution effect, income effect

1. Introdução

Com a estabilização da economia brasileira nas últimas décadas, o crescimento da renda do brasileiros proporcionou uma melhoria na quantidade e na qualidade da alimentação da população, principalmente no que tange o consumo de proteína animal. Esta categoria de alimentos apresentou um expressivo crescimento na quantidade consumida, como pode ser observado na figura 1.1, que apresenta o consumo per capita do brasileiro de carne bovina, suína e de frango.

FIGURA 1.1. Consumo per capita de carnes (kg/hab/ano)



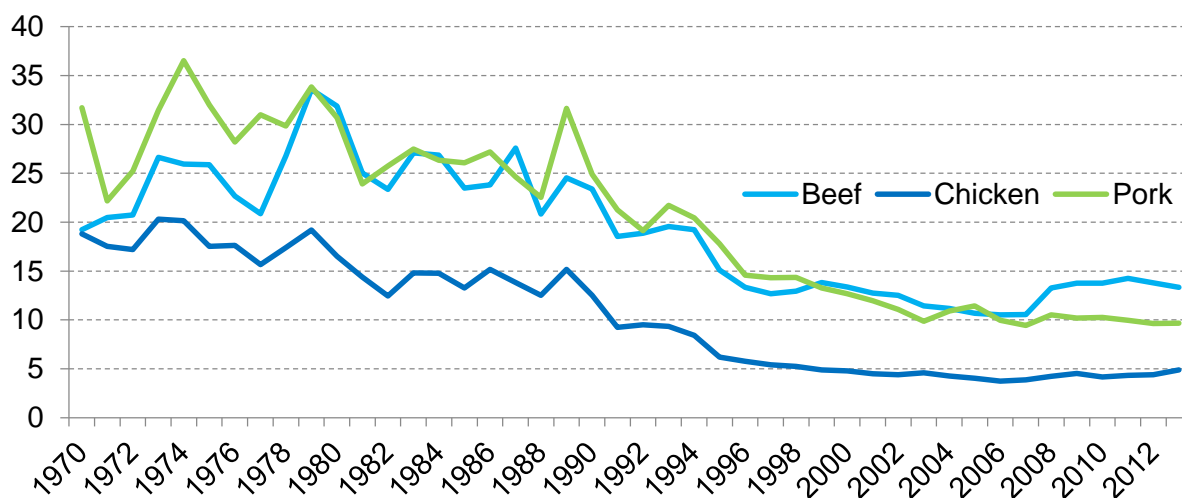
Fonte: FAOSTAT

Além do crescimento da renda, o setor em questão obteve grandes ganhos de produtividade no período, que permitiram a queda nos preços mesmo em um ambiente de demanda crescente. Observa-se pela figura 1.2 que os três produtos analisados tiveram redução semelhante desde a década de 1970.

Também é possível observar que o crescimento do consumo de frango foi superior ao crescimento das demais carnes, tendo o *share* do primeiro evoluído de 6% em 1961 para 48% em 2012. Como o preço relativo das carnes não sofreu grandes alterações e demais fontes de proteínas no Brasil ainda representam um pequeno *share* do consumo, este grande ganho de participação poderia ser explicado caso carne de frango seja um bem superior e seu consumo

acompanhe o crescimento da renda mais que proporcionalmente que as demais carnes, ou que houve mudança nas preferências dos consumidores em direção da carne de frango.

FIGURA 1.2. Preços de carnes



Fonte: IEA

A última hipótese vai ao encontro de Drewnowsk and Popkin [1997], que afirmam que países com maiores rendas tendem a migrar seus hábitos de consumo para dietas mais saudáveis e, portanto, explicaria a diminuição do consumo de carne bovina e suína (tidas como menos saudáveis) e a migração para a carne de frango. Os autores também afirmam que países em desenvolvimento tendem a consumir mais gorduras e proteínas de baixa qualidade antes de mudarem sua dieta para dietas mais saudáveis.

Neste trabalho, utilizamos a análise de decomposição para dividir o ganho ou perda de *share* das carnes bovinas, suínas e de frango em três componentes: efeito substituição, efeito renda e formação de hábitos alimentares. Encontramos evidências que todo o ganho de *share* da carne de frango em relação as demais foi causado por mudanças nos hábitos alimentares dos brasileiros, dado que o efeito substituição e renda deste produto estimados por um modelo AIDS com cointegração foram negativos. O modelo ECM-AIDS segue como especificado em Karagiannis et al. [2000] e a análise de decomposição do setor de proteína animal segue o estudo feito para Grécia de Karagiannis and Velentzas [1997].

Após esta breve introdução, o trabalho segue com a descrição do modelo na seção 2, os resultados na seção 3 e as conclusões na seção 4. Por fim, temos as referências utilizadas no trabalho.

2. Modelo

2.1 Análise da decomposição

Apesar de já ter sido muito utilizada por trabalhos empíricos em produção (Kako [1978]; Kako [1980]; Kuroda [1987]; Karagiannis and Velentzas [1991]; e Peeters [1995]), apenas com o trabalho de Karagiannis and Velentzas [1993] este tipo de metodologia foi utilizada para decompor o ganho de *share* de um bem na cesta de consumo da população.

A partir de uma função gasto dada por

$$e(p, u, z)$$

onde p é um vetor ($n \times 1$) de preços de bens, u é a utilidade e z é um conjunto de h variáveis representando hábitos, podemos obter o *share* no equilíbrio derivando $e(p, u, z)$ via lema de Shephard na forma ln

$$S_i(p, m, z) = \frac{\partial \ln e(p, uz)}{\partial \ln(p_i)}$$

com m representando o gasto total.

Derivando $S_i(p, m, z)$ em relação ao tempo, dividindo por $S_j(p, m, z)$ e rearranjando temos

$$(2.1) \quad G(S_i) = \sum_{j=1}^n \frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln S_j} G(S_j) + \frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln m} G(m) + \sum_{k=1}^h \frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln z_k} G(z_k)$$

onde $G(\cdot)$ é a taxa de crescimento da variável correspondente.

Usando a definição de *share* na forma logarítmica

$$\ln S_i = \ln p_i + \ln x_i - \ln m$$

sendo x_i a quantidade demandada do bem i , ao diferenciarmos em relação ao logaritmo do bem j e em relação ao logaritmo do gasto total, e rearranjando na forma de elasticidades, temos

(2.2a)

$$\frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln p_j} = \varepsilon_{ij}^M + \delta_{ij}$$

(2.2b)

$$\frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln m} = \eta_i - 1$$

onde δ_{ij} é o delta Kronecker ($\delta_{ij} = 1$ para $i = j$ e $\delta_{ij} = 0$ para $i \neq j$), ε_{ij}^M é a elasticidade de preços Marshalliana, e η_i a elasticidade do gasto total.

Substituindo (2.2a) e (2.2b) em (2.1), temos

(2.3)

$$G(S_i) = \sum_{j=1}^n (\varepsilon_{ij}^M + \delta_{ij}) G(p_j) + (\eta_i - 1) G(m) + \sum_{k=1}^h \frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln z_k} G(z_k)$$

Combinando (2.3) com a equação de Slutsky na forma de elasticidade, temos:

(2.4a)

$$G(S_i) = \sum_{j=1}^n (\varepsilon_{ij}^H - S_j + \delta_{ij})G(p_j) + (\eta_i - 1) \left(G(m) - \sum_{j=1}^n S_j G(p_j) \right) + \sum_{k=1}^h \frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln z_k} G(z_k)$$

(2.4b)

$$G(S_i) = \sum_{j=1}^n (S_j(\sigma_{ij} - 1) + \delta_{ij})G(p_j) + (\eta_i - 1) \left(G(m) - \sum_{j=1}^n S_j G(p_j) \right) + \sum_{k=1}^h \frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln z_k} G(z_k)$$

onde ε_{ij}^H é a elasticidade de preços Hicksiana, e σ_{ij} é a elasticidade parcial de substituição de Hicks-Allen.

2.2. ECM-AIDS

As elasticidades da equação (2.4a) foram estimadas por um modelo ECM-AIDS. Muitos estudos que testam o modelo AIDS (Deaton and Muellbauer [1980]) acabam por rejeitar a restrição de homogeneidade. Keuzenkamp and Barten [1995] afirmam que muitas destas rejeições são consequências de baixa qualidade dos dados agregados, formas funcionais má-especificadas e uso inapropriado de técnicas econométricas. Outro problema encontrado nestes estudos é a falta de dinâmica, já que muitos deles estimam o AIDS de forma estática, ignorando as propriedades temporais das séries. Utilizando cointegração no modelo AIDS, Ng [1995], Attfield [1997] e Karagiannis et al. [2000] encontram vários casos onde a homogeneidade vale.

Partindo da especificação linear de um modelo AIDS, dado por

(2.5)

$$S_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{m}{P} \right) + e_t$$

onde P foi aproximado pelo índice de preços de Stone $P = \sum_{i=1}^n w_i \ln p_i$, é realizado um teste de raiz unitária para ver se as variáveis são integradas de ordem 1. Caso as variáveis sejam $I(1)$, realiza-se o teste de cointegração de Engle and Granger [1987], que testa se os resíduos da regressão são estacionários, confirmando a cointegração.

Existindo a cointegração, podemos estimar através de um SUR o seguinte sistema

(2.6)

$$\Delta S_i = \xi_i \Delta S_{it-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \Delta \ln p_j + \beta_i \Delta \ln \left(\frac{m}{P} \right) + \lambda_i \mu_{it-1} + u_t$$

onde μ_{it-1} é o resíduo da equação de cointegração e $\lambda_i < 0$.

A partir do sistema acima, pode-se testar através de um teste de Wald se as hipóteses de simetria e homogeneidade linear, ou seja

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0$$

Caso não se rejeite a hipótese, pode-se eliminar uma equação, já que recuperamos os parâmetros desta equação a partir das demais, e estimar novamente o sistema, que agora exige a utilização de um SUR iterado.

Segundo Alston et al. [1994], a elasticidade-preço Marshaliana é dada por

$$\varepsilon_{ij}^H = -\delta_{ij} + \left(\frac{\gamma_{ij}}{S_i}\right) - \left(\frac{\beta_i}{S_i}\right) S_j$$

A elasticidade-renda é dada por

$$\eta_i = 1 + \left(\frac{\beta_i}{S_i}\right)$$

E a elasticidade Hicksiana, denominada por $\varepsilon_{ij}^H = \varepsilon_{ij}^M + \eta_i S_i$

$$\varepsilon_{ij}^H = -\delta_{ij} + \left(\frac{\gamma_{ij}}{S_i}\right) + S_j$$

Com posse destas elasticidades, conseguimos fazer a análise de decomposição exposta pela equação (2.4a).

3. Resultados

As elasticidades foram recuperadas de duas formas distintas, considerando ou não considerando a *outside option*, que seria não comprar nenhuma das três carnes propostas. O cálculo do *outside option* seguiu Resende Filho et al. [2011]. Primeiro, gerou-se a série do gasto com todos os outros bens de consumo exceto carnes subtraindo-se, para tanto, o gasto per capita com carnes do gasto per capita com consumo que foi gerado a partir da série de consumo das famílias disponibilizada pelo Ipeadata. Segundo, tendo-se as séries das parcelas do gasto referentes ao gasto com carne bovina, suína, de frango e com os outros bens de consumo, gerou-se a série de preços deflacionados dos outros bens de consumo resolvendo a igualdade $IGP - D_{it} = \sum_{i=1}^4 p_{it} w_{it}$ para p_{4t} , onde p_{it} e w_{it} são o preço e a parcela do gasto do i -ésimo bem no tempo t .

As estatísticas descritivas das séries utilizadas nas estimações dos modelos são apresentadas na tabela 3.1.

TABELA 3.1. Estatísticas descritivas dos dados, 1970 a 2013

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Consumo aparente de carne bovina (kg/pessoa)	29.4	7.3	16.7	41.0
Consumo aparente de carne suína (kg/pessoa)	20.7	13.7	3.8	47.3
Consumo aparente de carne de frango (kg/pessoa)	9.5	3.0	5.2	15.5
Preço da Carne Bovina no Varejo (R\$/kg)*	19.1	6.3	10.5	33.6
Preço da Carne Suína no Varejo (R\$/kg)*	10.5	5.7	3.7	20.3
Preço da Carne de Frango no Varejo (R\$/kg)*	20.4	8.4	9.4	36.5
Gasto com Carne (R\$/capita)*	849.4	175.2	574.9	1312.9
Gasto com Outros Bens de Consumo (R\$/capita)*	10980.4	1869.8	6299.6	14259.1

*Séries deflacionadas pelo IGP-di, média 2012 = 100.

Fonte: FAOSTAT

Os resultados dos testes de raiz unitária e de cointegração aparecem na tabela 3.2 para o modelo sem *outside option* e na tabela 3.3 para o modelo com *outside option*. Observa-se que as variáveis são $I(1)$ e que não se pode rejeitar a hipótese de estacionariedade nos resíduos, indicando cointegração entre as variáveis.

Para o modelo sem *outside option*, o teste de Wald não rejeitou as hipóteses de simetria e homogeneidade linear, sendo possível então recuperar os parâmetros de uma das equações (no caso a equação para a carne suína) após a estimação do SUR iterado. A tabela 3.4 apresenta os resultados. Mas considerando-se o *outside option*, simetria e homogeneidade linear foram rejeitados. A tabela 3.5 apresenta os resultados do SUR contendo todas as equações.

Como esperado, os parâmetros λ_i em ambas tabelas são negativos e menores que 1, indicando a correção de desvios de curto prazo para o equilíbrio de longo prazo do modelo de cointegração.

As tabelas 3.6 e 3.7 fornecem as elasticidades-preço e renda Marshallianas sem e com *outside option*, respectivamente. Observa-se que as elasticidades-preço são negativas em ambas as estimações e que a sensibilidade da carne bovina ao próprio preço é superior a da carne de frango, que por sua vez é superior a da carne suína. Já sobre a elasticidade-renda, a carne de frango tem elasticidade inferior a 1, o que indica que o bem é inferior. Carne suína tem elasticidade-renda superior a 1, ou seja, é um bem de luxo, e a elasticidade-renda de carne bovina é próxima a 1. Os resultados são os mesmos ao se considerar a *outside option*.

As elasticidades Hicksianas são dadas pelas tabelas 3.8 e 3.9. Como esperado, as elasticidades hicksianas em relação ao próprio preço são negativas. No modelo sem *outside option*, a carne de frango tem a maior sensibilidade, com um aumento de 1% no preço no preço da carne de frango levando a uma queda de 0,45% no consumo do produto. Ao considerar a *outside option*, a carne bovina passar a apresentar a maior elasticidade, com coeficiente de -0,61.

TABELA 3.2. Teste de raiz unitária e teste de cointegração - Modelo sem *outside option*

Variável	Raiz Unitária		Cointegração
	Nível	Δ	
w1	-0.5000 (-0.3104)	-1.9070 (-0.0331)	-1.3890 (-0.0897)
w2	0.1920 (-0.5754)	-2.3940 (-0.0116)	-2.1200 (-0.0231)
w3	-2.3080 (-0.4294)	-2.3610 (-0.0125)	-2.2520 (-0.0176)
ln p1	-0.9040 (-0.1865)	-2.1620 (-0.0193)	
ln p2	-1.6130 (-0.7871)	-1.1720 (-0.1252)	
ln p3	-0.4170 (-0.3399)	-2.0990 (-0.0222)	
ln real	-1.048 (-0.1532)	-2.899 (-0.0035)	

Valores da estatística de Dickey-Fuller.

P-valor do teste entre parênteses.

Fonte: elaboração dos autores

TABELA 3.3. Teste de raiz unitária e teste de cointegração - Modelo com *outside option*

Variável	Raiz Unitária		Cointegração
	Nível	Δ	
w1	-1.5690 (-0.0634)	-2.1490 (-0.0199)	-2.2880 (-0.0146)
w2	-1.9580 (-0.3055)	-2.4690 (-0.0097)	-1.3880 (-0.0899)
w3	-2.8890 (-0.1663)	-3.8840 (-0.0003)	-1.5360 (-0.0698)
w4	-1.7520 (-0.7274)	-2.3870 (-0.0117)	-3.3210 (-0.0012)
ln p1	-0.9110 (-0.1847)	-2.1460 (-0.02)	
ln p2	-1.5090 (-0.8259)	-1.2160 (-0.1167)	
ln p3	-0.3750 (-0.3553)	-2.1200 (-0.0212)	
ln p4	-1.2020 (-0.1214)	-2.3530 (-0.0127)	
ln real	-1.318 (-0.1009)	-2.624 (-0.0068)	

Valores da estatística de Dickey-Fuller.

P-valor do teste entre parênteses.

Fonte: elaboração dos autores

TABELA 3.4. Estimação sem outside option

Parâmetros	Beef	Chicken	Pork
γ_{ib}	0.1562 -4.77		
γ_{ic}	-0.0411 (-1.21)	0.0746 -3.43	
γ_{ip}	-0.0743 (-2.35)	-0.0118 (-0.65)	0.0861 -2.92
β_i	0.0015 -0.03	-0.0303 (-1.06)	0.0288 -0.67
ξ_i	-0.0022 (-0.02)	-0.2015 (-1.62)	0.2036 -1.22
λ_i	-0.3058 (-3.11)	-0.3570 (-3.84)	0.6628 -4.49

Estatística t entre parênteses

Fonte: elaboração dos autores

TABELA 3.5. Estimação com outside option

Parâmetros	Beef	Chicken	Chicken	Pork
γ_{ib}	0.0118 (-2.88)	0.0012 (-0.35)	-0.0062 (-2.15)	0.6088 (-14.91)
γ_{ic}	-0.0008 (-0.51)	0.0071 (-5.29)	0.0004 (-0.33)	0.1074 (-6.89)
γ_{ip}	-0.0067 (-2.5)	0.0002 (-0.1)	0.0052 (-2.62)	0.1408 (-5.21)
γ_{i00}	-0.0037 (-1.01)	-0.0089 (-2.95)	0.0012 (-0.46)	-0.8581 (-23.48)
β_i	-0.0007 (-0.14)	-0.0031 (-1.7)		
ξ_i	0.0006 (-0.03)	-0.0045 (-0.09)		
λ_i	-0.3866 (-4.88)	-0.4371 (-5.73)		

Estatística t entre parênteses

Fonte: elaboração dos autores

TABELA 3.6. Elasticidades Marshallianas sem outside option

	Elasticidade-preço	Elasticidade-renda
Beef	-0.7235	1.0027
Chicken	-0.6988	0.8900
Pork	-0.5002	1.1768

Fonte: elaboração dos autores

TABELA 3.7. Elasticidades Marshalianas com outside option

	Elasticidade-preço	Elasticidade-renda
Beef	-0.6470	0.9801
Chicken	-0.5622	0.8078
Pork	-0.4671	1.1665
<i>outside option</i>	-1.9142	1.0019

Fonte: elaboração dos autores

TABELA 3.8. Elasticidades Hicksianas sem outside option

	Preço de		
	Beef	Chicken	Pork
Beef	-0.1601	0.2021	0.0306
Chicken	0.4698	-0.4538	0.1200
Pork	-0.2419	0.0697	-0.3086

Fonte: elaboração dos autores

TABELA 3.9. Elasticidades Hicksianas com outside option

	Preço de			
	Beef	Chicken	Pork	<i>outside option</i>
Beef	-0.6143	0.0512	-0.1748	19.1693
Chicken	-0.0176	-0.5490	0.0327	7.5066
Pork	-0.6554	0.0388	-0.4558	15.4911
<i>outside option</i>	0.0294	0.0069	0.0110	-0.9718

Fonte: elaboração dos autores

Uma mudança importante ao se considerar a *outside option* é a elasticidade cruzada de carne bovina e de frango. Se na primeira estimação os bens são considerados substitutos, apresentando elasticidades positivas, na segunda estimação o coeficiente é próximo a zero. Em ambas as estimações, carne bovina e suína são complementares. Por fim, carne suína e de frango são consideradas bens substitutos nas estimações realizadas.

Por fim, utilizando as elasticidades Marshalianas das tabelas 3.6 e 3.7, voltamos à equação (2.4a) e obtemos as figuras 3.1, 3.2 e 3.3 (no Anexo) para o modelo sem *outside option* e as figuras 3.4, 3.5 e 3.6 (também no Anexo) para o modelo com *outside option*. Observa-se que o efeito substituição e o efeito renda contribuíram para reduzir o *share* da carne de frango entre o período de 1970 e 2013, sendo as mudanças de hábitos alimentares os principais responsáveis pela evolução do consumo da carne. Na estimação com *outside option*, o efeito substituição da carne de frango é muito mais negativo que na estimação sem *outside option*.

4. Conclusões

Este trabalho buscou decompor o crescimento do *share* visto nas últimas décadas da carne de frango em relação as carnes bovinas e suínas através da análise de decomposição da evolução deste *share*. As elasticidades de substituição foram calculadas através de um modelo

de correção de erros AIDS. Considerando-se ou não a opção de não compra, observou-se que a formação de hábito foi praticamente a única responsável pela evolução do *share* no período analisado, dado que o efeito renda e substituição da carne de frango foram estimados como negativos.

5. Referências

Adam Drewnowski and Barry M. Popkin. The nutrition transition: New trends in the global diet. *Nutr. Rev.*, 55:31–43, 1997.

Angus S Deaton and John Muellbauer. An almost ideal demand system. *American Economic Review*, 70(3):312–26, June 1980. URL <http://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v70y1980i3p312-26.html>.

C. L. F. Attfield. Estimating a cointegrating demand system. *European Economic Review*, 41(1):61–73, January 1997. URL <http://ideas.repec.org/a/eee/eecrev/v41y1997i1p61-73.html>.

G. Karagiannis, S. Katranidis, and K. Velentzas. An error correction almost ideal demand system for meat in greece. *Agricultural Economics*, 22(1):29–35, January 2000. URL <http://ideas.repec.org/a/eee/agecon/v22y2000i1p29-35.html>.

Giannis Karagiannis and Kostas Velentzas. Decomposition analysis in applied economics. Presented in the International Symposium on Economic Modelling, Athens, (2-4), June 1993. URL <http://ideas.repec.org/a/bla/jageco/v48y1997i1-3p83-92.html>.

Giannis Karagiannis and Kostas Velentzas. Explaining food consumption patterns in greece. *Journal of Agricultural Economics*, 48(1-3):83–92, 1997. URL <http://ideas.repec.org/a/bla/jageco/v48y1997i1-3p83-92.html>.

Hugo A. Keuzenkamp and Anton P. Barten. Rejection without falsification on the history of testing the homogeneity condition in the theory of consumer demand. *Journal of Econometrics*, 67(1):103–127, May 1995. URL <http://ideas.repec.org/a/eee/econom/v67y1995i1p103-127.html>.

Julian M Alston, Kenneth A Foster, and Richard D Green. Estimating elasticities with the linear approximate almost ideal demand system: Some monte carlo results. *The Review of Economics and Statistics*, 76(2):351–56, May 1994. URL <http://ideas.repec.org/a/tpr/restat/v76y1994i2p351-56.html>.

Ludo Peeters. Measuring biases of technical change: The case of cereals displacement in livestock ration formulation in belgium. *European Review of Agricultural Economics*, 22(2): 137–56, 1995. URL <http://EconPapers.repec.org/RePEc:oup:erevae:v:22:y:1995:i:2:p:137-56>.

M A Resende Filho, V G F Bressan, M J Braga, and A A Bressan. Sobre a demanda agregada por carnes no mercado brasileiro [on the demand for meat in brazil]. MPRA Paper 31818,

University Library of Munich, Germany, June 2011. URL <http://ideas.repec.org/p/pramprapa/31818.html>.

Robert F Engle and Clive W J Granger. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2):251–76, March 1987. URL <http://ideas.repec.org/a/ecm/emetrp/v55y1987i2p251-76.html>.

Serena Ng. Testing for homogeneity in demand systems when the regressors are nonstationary. *Journal of Applied Econometrics*, 10(2):147–63, April-Jun 1995. URL <http://ideas.repec.org/a/jae/japmet/v10y1995i2p147-63.html>.

St. Karagiannis, G., Katranidis and K. Velentzas. The use of productive inputs in the greek agricultural sector: The impacts of accession to eu. *Scientific Annals of the Department of Forestry and Natural Environment, Aristotelian University of Thessaloniki, Thessaloniki*, 3: 1563–1577, 1991.

Toshiyuki Kako. An application of the decomposition analysis of derived demand for factor inputs in us manufacturing. *Review of Economics and Statistics*, 62:300–301, 1980.

Toshiyuki Kako. Decomposition analysis of derived demand for factor inputs: The case of rice production in japan. *American Journal of Agricultural Economics*, 60:628–635, 1978.

Yoshimi Kuroda. The production structure and demand of labour in post-war japanese agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, 69:328–337, 1987.

6. Anexo

FIGURA 3.1. Decomposição do share de Beef sem outside option

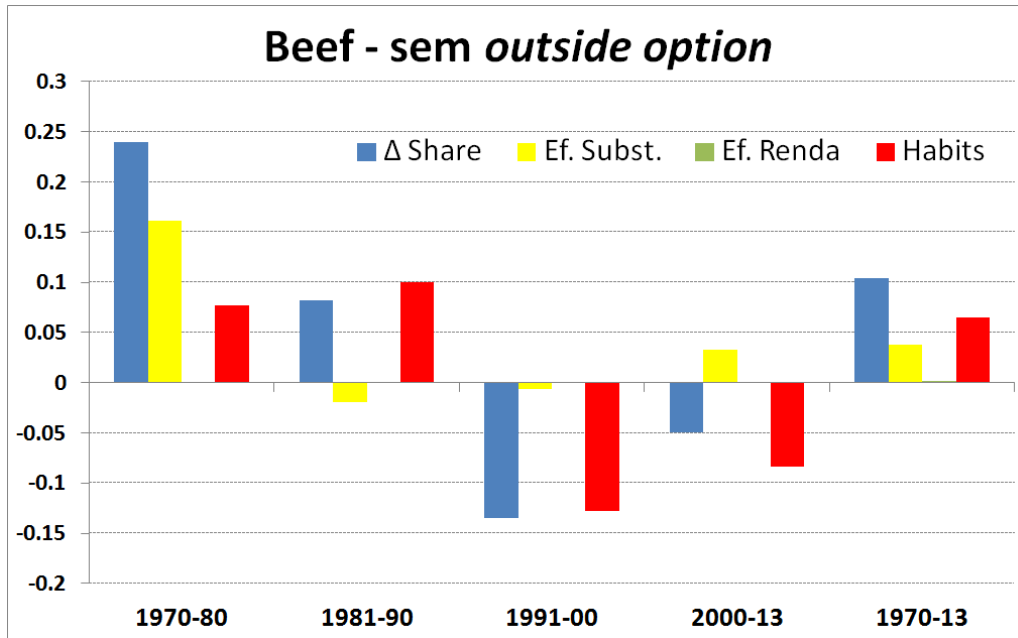


FIGURA 3.2. Decomposição do share de Chicken sem outside option

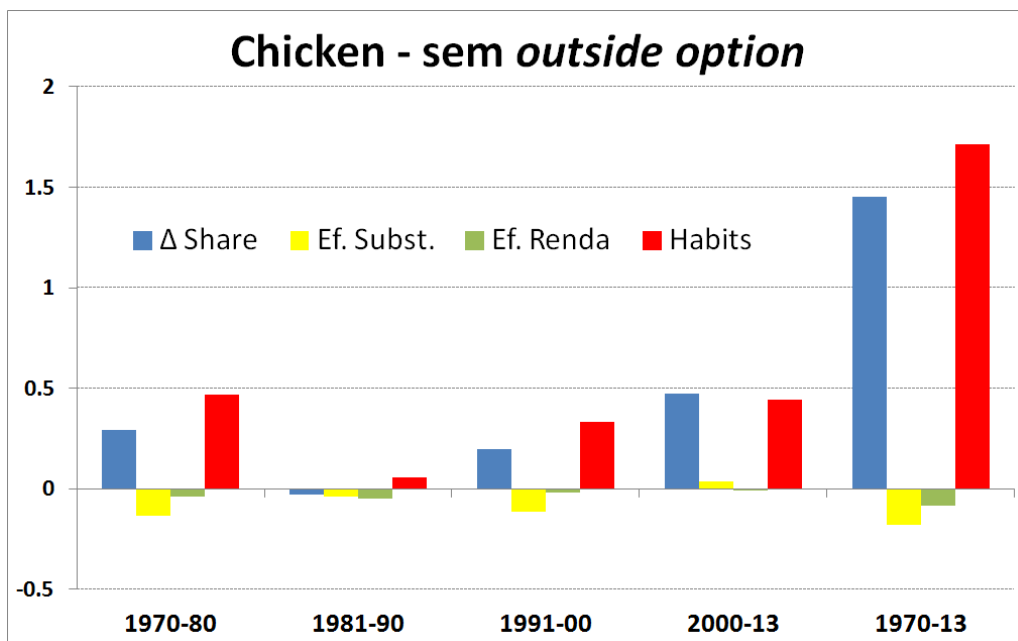


FIGURA 3.3. Decomposição do share de Pork sem outside option

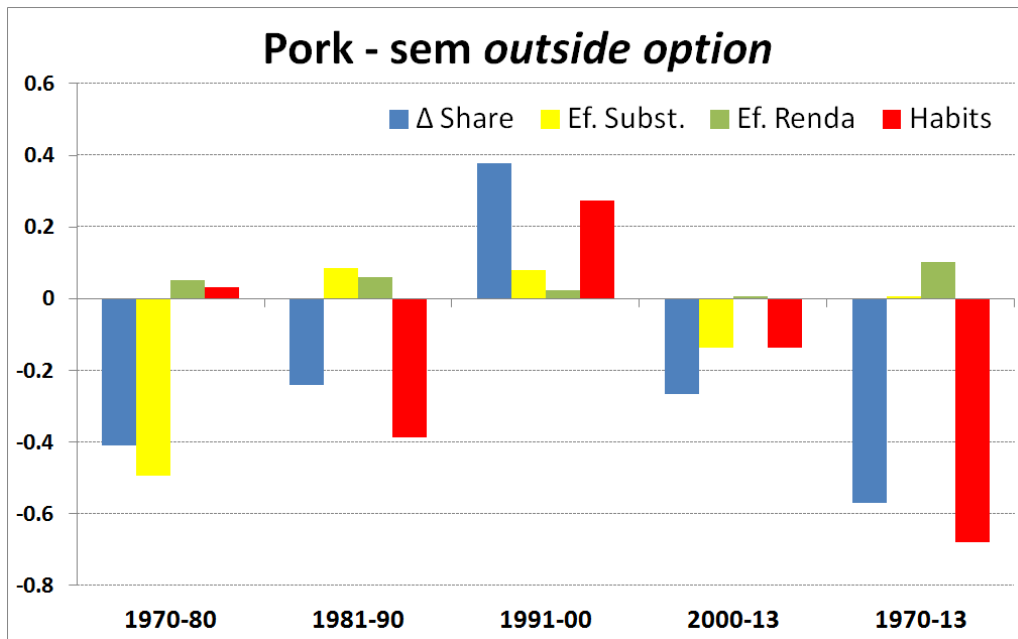


FIGURA 3.4. Decomposição do share de Beef com outside option

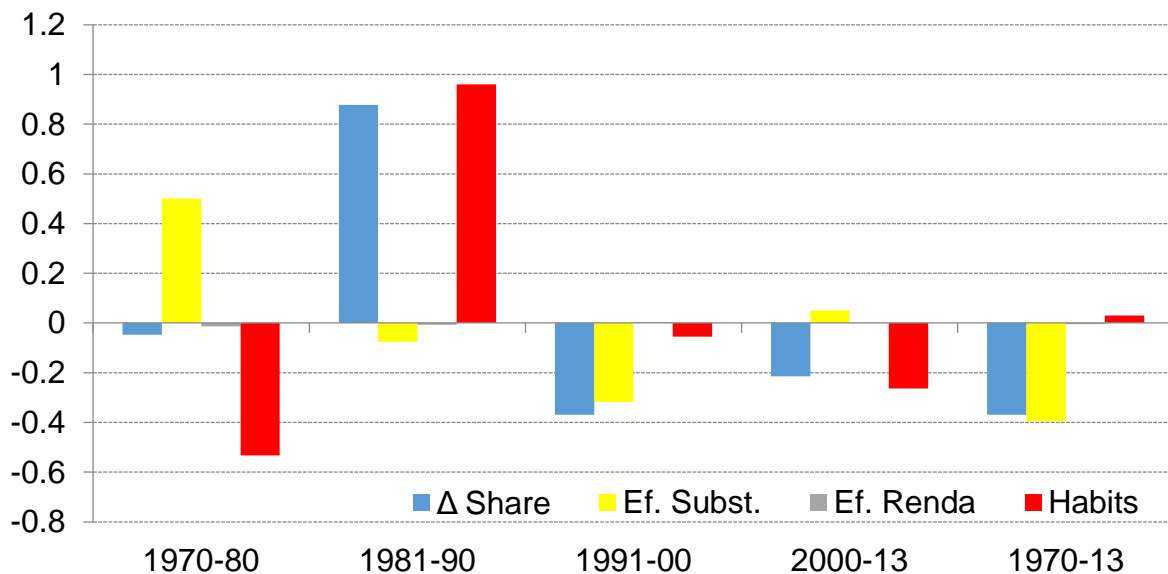


FIGURA 3.5. Decomposição do share de Chicken com outside option

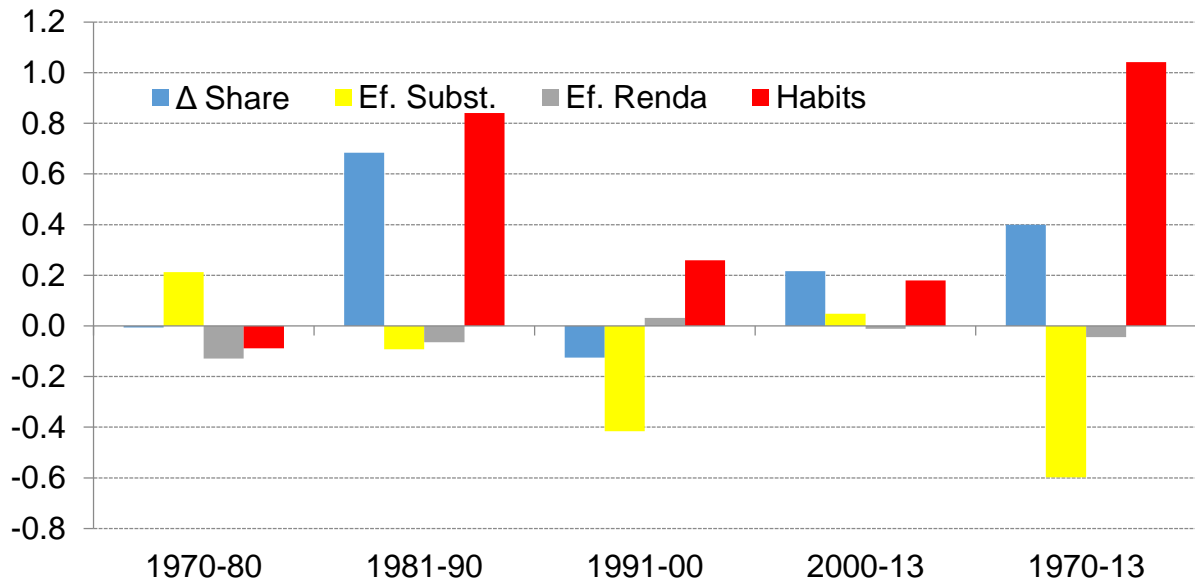


FIGURA 3.6. Decomposição do share de Pork com outside option

