

# RELAÇÃO DE CAUSALIDADE ENTRE OS PREÇOS DE CARNES NO VAREJO<sup>1</sup>

Alan Figueiredo de Arêdes<sup>2</sup>

## 1 - INTRODUÇÃO

Conhecer o sentido da transmissão dos preços da carne é de fundamental importância para a tomada de decisão dos agentes integrantes das cadeias produtivas e para promoção de políticas públicas.

Como a carne suína, bovina e de frango são substitutas, espera-se que seus preços estejam relacionados e que uma mudança no preço de uma dessas carnes seja transmitida as demais. Assim, por exemplo, uma elevação no preço da carne de frango deve fazer com que o consumidor aumente a demanda de carne suína e bovina, promovendo, consequentemente, a elevação dos preços desses dois tipos de carne.

Nesse sentido, Santana (1999) investigou as relações de substitutibilidade da demanda de carne no Brasil no período 1990 a 1997, utilizando-se de um modelo de equações aparentemente não-relacionadas. Pelos resultados, a demanda das carnes foi inelástica no preço e na renda, a carne suína foi substituída da carne bovina e a carne de frango tornou-se complementar as carnes bovina e suína.

Em outro estudo, Bacchi (1995) testou a relação de causalidade entre os preços de bovino, suíno e frango no período 1978 a 1991, utilizando-se como método de análise a metodologia proposta por Sims (1972). Os resultados mostraram causalidade na transmissão das variações dos preços de frango para o preço de bovino e suíno; não causalidade do preço do suíno para bovino e frango; e possibilidade da existência de causalidade do preço de bovino para preço do suíno e de frango.

Porém, Bacchi (1995) analisou as relações dos preços recebidos pelos produtores e Santana (1999) não realizou testes de causalida-

de na transmissão de preços. Além disso, não foram realizadas análises de co-integração dos preços e não foi utilizado o modelo Auto-regressivo Vetorial (VEC) que permite testar relação de causalidade dos preços de forma multivariada e obter a decomposição da variância do erro de previsão. Neste artigo estas análises são realizadas, com o objetivo de verificar a causalidade nos preços varejistas da carne suína, bovina e de frango mediante o modelo VEC.

## 2 - MATERIAL E MÉTODOS

### 2.1 - Testes de Causalidade e de Composição da Variância do Erro de Previsão

Em termos mais gerais, visto que o futuro não pode prever o passado, se uma variável  $X$  (no sentido de GRANGER, 1969), por exemplo, causa a variável  $Z$ , então variações em  $X$  deveriam preceder variações em  $Z$  (GUJARATI, 2000). Assim, o teste de causalidade de Granger não se refere a um teste de causa e efeito, mas de precedência temporal. O teste de Granger requer a estimativa de duas equações, a saber:

$$\Delta X_t = \beta_{10} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{xi} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{zi} \Delta Z_{t-i} + u_{1t} \quad (1)$$

$$\Delta Z_t = \beta_{20} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{zi} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{xi} \Delta X_{t-i} + u_{2t} \quad (2)$$

em que  $X$  e  $Z$  são as variáveis em estudo;  $\Delta$ , o operador de diferenças;  $\beta$ , os coeficientes a serem estimados; e  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$ , os erros aleatórios.

Como o teste de Granger requer que as variáveis sejam estacionárias e em muitas vezes as séries de preços são integradas de ordem um,  $I(1)$ , o teste de Granger é realizado frequentemente com as séries em diferenças. De acordo com o teste, as possíveis direções de causalidade de preços entre as variáveis são:

<sup>1</sup>Registrado no CCTC, IE-82/2009.

<sup>2</sup>Economista, Mestre, Bolsista do CNPq-Brasil/UFV, Universidade Federal de Viçosa (e-mail: aredess@yahoo.com.br).

1) Causalidade unidirecional de Z para X:

$$\beta_{Zi} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n. \text{ e } \beta_{Xi} = 0, i = 1, 2, \dots, n.$$

2) Causalidade unidirecional de X para Z:

$$\beta_{Xi} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n. \text{ e } \beta_{Zi} = 0, i = 1, 2, \dots, n.$$

3) Causalidade bilateral entre Z e X:

$$\beta_{Zi} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n. \text{ e } \beta_{Xi} \neq 0, i = 1, 2, \dots, n.$$

4) Independência entre Z e X:  $\beta_{Zi} = 0, i = 1, 2, \dots, n.$

$$\text{e } \beta_{Xi} = 0, i = 1, 2, \dots, n.$$

Embora o modelo proposto por Granger (1969) seja tradicionalmente utilizado em análises de causalidade, esse modelo é válido apenas para variáveis estacionárias. Assim, é mais apropriado utilizar em séries não-estacionárias, mas co-integradas, o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC):

$$\Delta X_t = \beta_{10} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Xi} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Zi} \Delta Z_{t-i} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + u_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta Z_t = \beta_{20} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Zi} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Xi} \Delta X_{t-i} + \alpha_2 \eta_{t-1} + u_{2t} \quad (4)$$

em que X e Z são as variáveis em estudo;  $\varepsilon_{t-1}$  e  $\eta_{t-1}$ , os valores dos resíduos defasados, ou termos de correção de erro defasados provenientes das relações de co-integração:  $X_t = \gamma_1 Z_t + \varepsilon_t$  e  $Z_t = \gamma_2 X_t + \eta_t$ ; e  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$ , os erros aleatórios (ENDERS, 1995).

De acordo com o modelo, a causalidade na transmissão de variação pode ser testada pela hipótese nula  $H_0 : \beta_{Zi} = 0$  e  $H_0 : \beta_{Xi} = 0$ , para  $i, j = 1, 2, \dots, n$ . Caso ambas as hipóteses sejam rejeitadas, há relação de bicausalidade entre as variáveis.

Além do teste de causalidade, pode-se obter pelo modelo VEC a Decomposição da Variância do Erro de Previsão, que informa o quanto a variância do erro de previsão de uma série é explicada pela própria série e por outras séries, o que é um indicativo de causalidade entre as séries temporais.

A seguir será apresentada a Decomposição da Variância do Erro de Previsão utilizando-se o modelo VAR, que diferentemente do modelo VEC não incorpora o termo de correção de erro. Porém, os resultados apresentados no artigo sobre causalidade de preços e decomposição da variância foram obtidos utilizando-se o modelo VEC.

Transformando o modelo VAR em um Vetor Média Móvel (VMA) e promovendo a orto-

gonalização dos resíduos e diagonalizando-se a matriz de variância-covariância dos erros para verificar o efeito do choque em apenas uma variável sobre o sistema, pode-se obter a decomposição da variância do erro de previsão. Na sua forma compacta, o VMA é apresentado como:

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (5)$$

em que  $\phi_i$  são os impactos observados a partir dos choques em  $\varepsilon_{it}$  para as variáveis definidas  $y_t$ . Utilizando a equação (5) para a realização da previsão, pode-se mostrar que o erro de previsão é expresso em função de seus próprios resíduos:

$$y_{t+n} - E_t y_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (6)$$

em que  $y_{t+n} - E_t y_{t+n}$  é o erro de previsão n-período à frente; sendo  $y_t$  um vetor formado pelas variáveis endógenas  $X_t$  e  $Z_t$ . Focalizando-se somente a série  $\{X_t\}$ , o erro de previsão n-período à frente é representado como:

$$X_{t+n} - E_t X_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{X_{t+n-i}} + \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{Z_{t+n-i}} \quad (7)$$

em que a variância do erro pode ser decomposta em termos da série  $\{X_t\}$  e  $\{Z_t\}$ , obtendo-se a decomposição da variância do erro de previsão (ENDERS, 1995).

Antes da realização das análises, verificou-se a ordem de integração das séries de preços das carnes suína, bovina e de frango, uma vez que, para promover a estimação do modelo VEC as variáveis têm que ser não estacionárias e integradas de mesma ordem. Assim, utilizou-se o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Em seguida, foi realizado o teste de co-integração de Johansen para verificar se as séries são co-integradas.

## 2.2 - Fonte de Dados

Os dados utilizados são referentes às séries de preços mensais médios do quilo da carne suína, bovina e de frango *in natura* no

varejo na cidade de São Paulo entre julho de 1994 e setembro de 2008, sendo as séries coletadas junto ao Instituto de Economia Agrícola (IEA, 2008) e deflacionadas pelo IGP-DI com período base em setembro de 2008, obtido no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2008). O Estado de São Paulo foi escolhido para a coleta dos dados devido ao fato de essa região ser a principal consumidora de carne do País. O nível de significância estatística escolhido para as análises foi de 5% e o *software* utilizado foi o *EViews* 5.0.

### 3 - RESULTADOS

De acordo com os resultados, as séries não são estacionárias em nível, pois as estatísticas de testes calculadas são menores em valores absolutos que as estatísticas tabeladas a 5% de significância. No entanto, promovendo-se a primeira diferença das séries de preços, verifica-se que em primeira diferença as séries são estacionárias, pois seus valores calculados são maiores, em valores absolutos, que os valores críticos a 5% (Tabela 1).

Sendo as variáveis integradas de mesma ordem,  $I(1)$ , realizou-se o teste de co-integração de Johansen<sup>3</sup>, no qual foi utilizado 4 defasagens das variáveis preços, uma defasagem a menos que a indicada pelos critérios de LR, FPE e AIC (Tabela 2), pois as defasagens indicadas por esses critérios são para o modelo VAR em nível e o modelo VEC é estimado em diferenças.

Em relação ao teste de co-integração, a estatística  $\lambda_{Traço}$  para o teste de Johansen, com intercepto e sem tendência linear na equação de teste, não rejeitou a hipótese nula de existência de pelo menos duas relações de co-integração, uma vez que a estatística  $\lambda_{Traço}$  é menor que os valores críticos a 5% de significância (Tabela 3). Dessa forma, confirma-se a relação de longo prazo entre os preços.

Realizado o teste de co-integração e identificada a ordem de defasagem do modelo VEC, estimou-se um VEC (4) e realizou-se o teste de causalidade e obteve-se a decomposição da variância do erro de previsão.

De acordo com o teste de causalidade (Tabela 4), os preços da carne bovina e de frango

causam o preço da carne suína; o preço da carne suína causa o preço da carne bovina; e o preço da carne bovina causa o preço da carne de frango. Dessa forma, constatou-se maiores efeitos explicativos das séries de preços da carne bovina e de frango sobre a série de preços da carne suína, uma vez que o preço da carne bovina e o preço da carne de frango foram responsáveis por significativa proporção da variação do erro de previsão do preço da carne suína.

Ao decompor a variância dos erros de previsão (Tabela 5), verifica-se que as séries de preços são interdependentes, embora o preço da carne de frango influencie mais intensamente os preços da carne suína e bovina do que seja influenciada. Assim, por exemplo, no décimo quinto mês, 52,16% da variação do erro de previsão do preço da carne suína foi explicada pela própria variável. No entanto, os preços das carnes bovina e de frango explicaram 25,66% e 22,18%, respectivamente, da variância do erro de previsão do preço da carne suína.

No caso do preço da carne bovina, no décimo quinto mês, 69,00% da variância de seu erro de previsão foi explicado pela própria variável carne bovina e apenas 17,02% e 13,97% da variância de seu erro de previsão foram explicados pelos preços das carnes suína e de frango, respectivamente. Em relação ao preço da carne de frango, no décimo quinto mês, 94,01% de sua variância do erro de previsão foi explicada pelo próprio preço da carne de frango, sendo apenas 1,92% e 4,07% explicados pelos preços das carnes suína e bovina, respectivamente (Tabela 5).

Dessa forma, constataram-se maiores efeitos explicativos das séries de preços da carne bovina e de frango sobre a série de preços da carne suína, uma vez que o preço da carne bovina e o preço da carne de frango foram responsáveis por significativa proporção da variação do erro de previsão do preço da carne suína.

### 4 - CONCLUSÃO

Uma análise visual preliminar das séries de preços das carnes suína, bovina e de frango ao varejo sugere que elas possuem um comportamento sincronizado, com movimentos semelhantes ao longo do tempo. Para testar essa hipótese, utilizou-se o teste de co-integração de Johansen (1988), que indicou a ocorrência de equilíbrio de

<sup>3</sup>Ver Johansen (1988) e Johansen; Juselius (1990).

TABELA 1 - Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) das Séries de Preços, Estado de São Paulo, Julho de 1994 a Setembro de 2008<sup>1</sup>

Série em nível	$\tau_{\tau}^2$	$\tau_{\mu}$	$\tau$
Suína	-3.292310 (1)	-1.919239 (1)	-0.999036 (2)
Bovina	-1.529365 (7)	-2.936412 (7)	-0.212535 (13)
Frango	-3.950939 (1)	-3.544611 (7)	-1.894673 (7)
Série em primeira diferença	$\tau_{\tau}$	$\tau_{\mu}$	$\tau$
Suína	-9.394484 (3)	-9.262322 (3)	-13.04029 (0)
Bovina	-7.481192 (6)	-2.581843 (12)	-2.717658 (12)
Frango	-8.152315 (6)	-7.507410 (6)	-7.355600 (6)

<sup>1</sup>Os números entre parênteses correspondem às defasagens identificadas de acordo com o Critério de Akaike (AIC).

<sup>2</sup>As estatísticas de testes  $\tau_{\tau}$ ,  $\tau_{\mu}$  e  $\tau$  utilizadas foram tabelas por MacKinnon (1996).

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 2 - Critérios<sup>1</sup> para Seleção da Ordem de Defasagens para Realização do Teste de Co-integração, Estado de São Paulo, Julho de 1994 a Setembro de 2008

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-	0.111363	6.318672	6.375612	6.341789
1	937.1540	0.000343	0.535051	0.762811 <sup>2</sup>	0.627519
2	29.83304	0.000316	0.454243	0.852824	0.616062 <sup>2</sup>
3	8.986623	0.000333	0.505936	1.075338	0.737107
4	28.74010	0.000307	0.424765	1.164987	0.725287
5	26.15934 <sup>2</sup>	0.000287 <sup>2</sup>	0.357240 <sup>2</sup>	1.268283	0.727113
6	14.77855	0.000290	0.365040	1.446904	0.804265
7	9.412904	0.000304	0.408712	1.661396	0.917288
8	10.05512	0.000316	0.446278	1.869782	1.024205

<sup>1</sup>LR: Razão de verossimilhança. FPE: Erro de predição. AIC: Critério de Akaike. SC: Critério de Schwarz. HQ: Hannan-Quinn.

<sup>2</sup>Número de defasagens que minimiza o critério adotado.

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 3 - Resultados do Teste de Co-integração de Johansen entre as Séries de Preços, Estado de São Paulo, Julho de 1994 a Setembro de 2008

Hipótese	Est. $\lambda_{Traço}$	Valor crítico a 5%	P-valor
Não há co-integração	36.16617	29.79707	0.0081
No máximo uma relação de co-integração	15.52111	15.49471	0.0496
No máximo duas relações de co-integração	2.428882	3.841466	0.1191

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 4 - Teste de Causalidade para Análise da Transmissão do Sentido da Variação dos Preços, Estado de São Paulo, Julho de 1994 a Setembro de 2008

Hipótese nula	Causalidade de curto prazo		Conclusão
	Estatística qui-quadrado	Nível de significância	
Bovina não causa suína	29.88172	1%	Rejeita
Frango não causa suína	9.230956	5%	Rejeita
Suína não causa bovina	13.95020	1%	Rejeita
Frango não causa bovina	4.299642	Ns <sup>1</sup>	Não rejeita
Suína não causa frango	1.258679	Ns <sup>1</sup>	Não rejeita
Bovina não causa frango	13.283668	1%	Rejeita

<sup>1</sup> Não significativo a 5%.

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 5 - Proporção da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão dos Preços, Estado de São Paulo, Julho de 1994 a Setembro de 2008  
(em %)

Mês	Preço da carne suína			
	Erro de previsão	Suína	Bovina	Frango
1	0.448782	90.88489	8.510092	0.605018
2	0.564080	73.64624	16.90074	9.453021
3	0.646487	64.83541	22.06395	13.10064
4	0.706198	56.63753	29.36822	13.99425
5	0.745154	51.64914	32.22449	16.12637
6	0.761209	51.02514	31.50156	17.47330
7	0.774615	50.94302	30.46776	18.58921
8	0.787316	51.10269	29.51082	19.38649
9	0.800246	51.61392	28.57949	19.80659
10	0.813148	51.91351	27.70633	20.38015
11	0.824941	51.98870	26.97094	21.04035
12	0.835835	52.10639	26.38895	21.50467
13	0.845916	52.15750	25.95630	21.88620
14	0.855767	52.16245	25.71569	22.12186
15	0.865753	52.16102	25.65536	22.18361
Mês	Preço da carne bovina			
	Erro de previsão	Suína	Bovina	Frango
1	0.295967	0.000000	88.90691	11.09309
2	0.438792	2.222625	80.99277	16.78460
3	0.505022	2.602125	79.24324	18.15463
4	0.577234	6.272376	75.38285	18.34478
5	0.619926	8.877591	73.57173	17.55068
6	0.640553	10.19216	72.82858	16.97926
7	0.659555	11.36759	71.91757	16.71484
8	0.674829	12.17018	71.38362	16.44620
9	0.690045	12.71135	71.19030	16.09835
10	0.707878	13.35576	70.89580	15.74844
11	0.724186	14.05608	70.54003	15.40389
12	0.739570	14.79350	70.16681	15.03969
13	0.754366	15.58361	69.74863	14.66776
14	0.767264	16.32383	69.36486	14.31130
15	0.779176	17.01854	69.01015	13.97131
Mês	Preço da carne de frango			
	Erro de previsão	Suína	Bovina	Frango
1	0.139373	0.000000	0.000000	100.0000
2	0.210024	0.001064	0.456128	99.54281
3	0.251569	0.071521	1.200022	98.72846
4	0.279119	0.640756	2.540399	96.81885
5	0.295222	1.590611	2.291070	96.11832
6	0.304567	1.843681	2.763491	95.39283
7	0.311527	2.007964	3.178196	94.81384
8	0.316054	1.965873	3.612548	94.42158
9	0.319530	1.923506	3.884456	94.19204
10	0.322377	1.898242	3.934271	94.16749
11	0.324428	1.888587	3.946051	94.16536
12	0.325944	1.891219	3.948257	94.16052
13	0.327118	1.905722	3.964645	94.12963
14	0.327942	1.913700	4.014566	94.07173
15	0.328526	1.917395	4.068170	94.01444

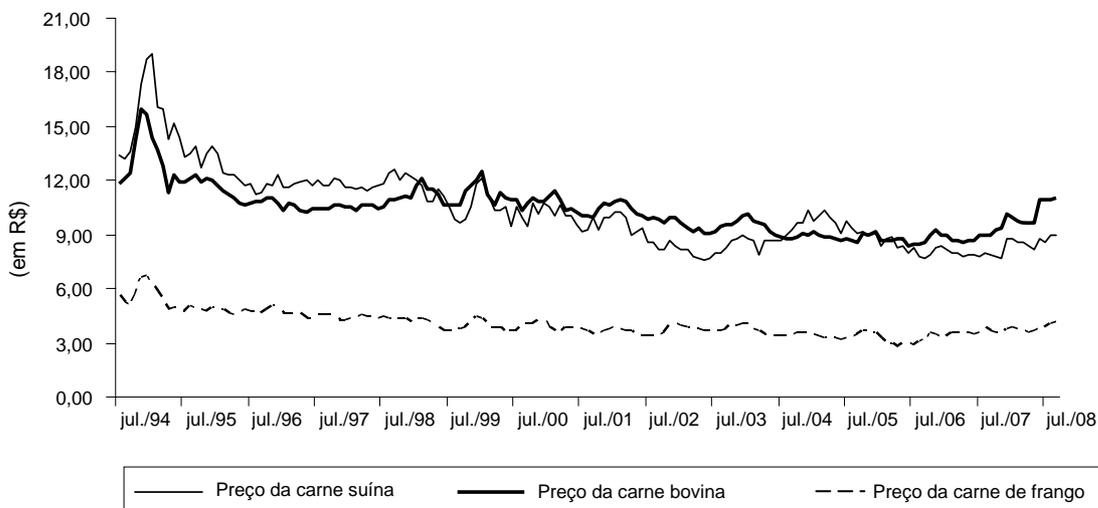
Fonte: Dados da pesquisa.

longo prazo entre as séries de preços.

Ao se realizar o teste de causalidade, as transmissões nas variações nos preços ocorrem, no sentido de Granger (1969), do preço da carne bovina e de frango para a suína (Figura 1). Da carne suína para a carne bovina e da carne bovina para a carne de frango. Já a variância do erro de previsão mostra que o preço da carne de frango influencia mais intensamente os preços das carnes

suína e bovina do que seja influenciada.

Dessa forma, pode-se concluir que embora os preços das carnes sejam interdependentes e estejam em equilíbrio ao longo do tempo, um efeito como de elevação nos níveis de preços das carnes bovina e de frango influenciam mais intensamente o preço da carne suína do que sejam influenciadas por um casual choque de aumento de preço da carne suína.



**Figura 1** - Preço da Carne Suína, Bovina e de Frango, Estado de São Paulo, Julho de 1994 a Setembro de 2008.

Fonte: IEA (2008).

## LITERATURA CITADA

BACCHI, M. R. P. Causalidade entre preços no Mercado de carnes no estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 34, n. 2, 1995.

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

GRANGER, C. W. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, Oxford, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: MAKRON Books, 2000. 846 p.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA - IEA. **Banco de dados**. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/banco/menu.php>>. Acesso em: 25 nov. 2008.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. **IPEADATA**: série histórica. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 10 jan. 2008.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum Likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

MACKINNON, J. G. Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, v.11, p. 601-618, 1996.

SANTANA, A. C. Mudanças recentes nas relações de demanda de carne no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 37, n. 2, 1999.

SIMS, C. A. Money, and causality. *The American Economic Review*, v. 62. n. 4, p. 540-552, 1972.

### **RELAÇÃO DE CAUSALIDADE ENTRE OS PREÇOS DE CARNES NO VAREJO**

**RESUMO:** Este artigo teve por objetivo analisar a relação de causalidade entre os preços da carne suína, bovina e de frango no varejo na cidade de São Paulo. Para isso, realizou-se o teste de causalidade e obteve a decomposição da variância do erro de previsão utilizando o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). Pelo teste de causalidade e pela decomposição da variância do erro de previsão, verificou-se a importância dos preços das carnes de frango e bovina na antecipação da variação do preço da carne suína, tendo o preço da carne suína sido influenciado pelos preços das demais carnes.

**Palavras-chave:** preços, varejo, causalidade.

### **CAUSALITY BETWEEN RETAIL MEAT PRICES**

**ABSTRACT:** This goal of this article is to analyze the causal relationship between retail prices of pork, beef and chicken in the city of Sao Paulo. To that end, the causality test and forecast error variance decompositions were used in a Vector Error Correction (VEC) model. The results of the causality test and forecast error variance decompositions showed the importance of chicken meat and beef prices in anticipating changes in pork prices, since pork price has been influenced by the prices of other meats.

**Key-words:** prices, retail, causality, meat.

---

Recebido em 06/09/2009. Liberado para publicação em 09/11/2009.