

# INFLUÊNCIA DO MERCADO DE CARNE BRASILEIRO NA FORMAÇÃO DE PREÇOS DA PECUÁRIA BOVINA DO PARAGUAI

Joaquim Bento de Souza Ferreira Filho  
Ramón Pelozo

## RESUMO

*Este trabalho analisa a influência dos mercados da pecuária bovina e de carne bovina brasileiros sobre a formação de preços da pecuária bovina no Paraguai. Para tanto, foram realizados testes de causalidade e calculadas elasticidades de transmissão de preços entre diversas regiões dos dois países. Os resultados indicam causalidade significativa dos preços do boi gordo recebidos por produtores em diversas regiões brasileiras para os preços dos produtores no Paraguai. Da mesma forma, identifica-se causalidade dos preços da carcaça ao atacado em São Paulo para os preços do boi recebidos tanto por pecuaristas no Paraguai quanto em diversas regiões no Brasil. O estudo conclui que o mercado de carne brasileiro influencia a formação de preços da pecuária bovina no Paraguai.*

*Palavras-chave: pecuária bovina, formação de preços, causalidade e transmissão de preços, regiões do Paraguai e do Brasil.*

## 1 INTRODUÇÃO

As relações comerciais entre Paraguai e Brasil sempre foram importantes, principalmente por serem países vizinhos. No setor da pecuária de carne bovina, a produção do Paraguai é relativamente menor que a do Brasil, mas, considerando-se outras variáveis, como demanda de carne, custo de produção e preços dos produtos pecuários, entre outras, apresenta vantagem comparativa no comércio de carne bovina entre eles.

O Paraguai comercializa principalmente gado em pé com o estado de Mato Grosso do Sul e carne processada com o estado de São Paulo, constituindo-se esses nos compradores mais importantes da pecuária (bovina) do Paraguai. Espera-se que o comércio no setor pecuário seja aumentado depois da implementação do Mercado Co-

Teor. Evid. Econ.	Passo Fundo	v. 8	n. 14	p. 11-26	maio 2000
-------------------	-------------	------	-------	----------	-----------

mum do Sul – Mercosul, que tem como objetivo o estabelecimento de uma zona de economia comum para promover o desenvolvimento socioeconômico da região (Brasil, Argentina, Paraguai, e Uruguai). O tratado foi assinado entre esses países em março de 1991, entrando em vigência em novembro do mesmo ano, com programas de implementação gradual até chegar a uma tarifa zero.

A interpretação correta das variações dos preços do boi no mercado depende do grau de compreensão dos fatores ligados à localização dos mesmos, dos processos produtivos e de comercialização. Na atualidade, há mudanças quase constantes nos mercados tanto interno como externo, manifestadas nas exigências dos consumidores quanto à qualidade dos produtos, nas restrições comerciais e nos efeitos substitutivos de outros produtos. O mercado brasileiro, nesse sentido, tem uma participação importante e contínua na compra de carne bovina do Paraguai, donde a importância de se definir o grau de influência desse mercado na formação de preços da pecuária bovina do Paraguai.

O principal objetivo desta pesquisa é analisar a influência do mercado de carne brasileiro na formação de preços da pecuária bovina do Paraguai. Serão analisados, especificamente, o efeito de causalidade nas variações de preços de boi gordo, o sentido e a duração das transmissões de preços entre níveis de mercados. No Paraguai, serão consideradas a região de Assunção e outras limítrofes com o Brasil. Assim, da região ocidental será considerada a área de Alto Paraguay (Chaco) e, da região oriental, a área de Amambay; no Brasil, serão considerados os estados de São Paulo e Mato Grosso do Sul.

As diversas praças comercializadoras de boi das regiões citadas devem integrar-se do ponto de vista comercial. Essa integração permite que seja feita uma análise estatística das variações de preços da carne bovina, que servirá para indicar a relevância dos mercados na formação de preços na pecuária bovina do Paraguai. Espera-se que os preços de boi nos mercados brasileiros sejam fundamentais nas alterações de preços na pecuária bovina do Paraguai, especialmente pela importância do volume de carnes comercializado pelos dois países nos últimos tempos.

A intensidade e a duração dessa influência nas alterações de preços entre mercados do Paraguai e do Brasil devem estar intimamente ligadas às diferenças no custo de comercialização dos bois, às restrições comerciais e a informações de preços entre mercados, entre outras. Todos esses itens são relevantes na estrutura do mercado, o qual será mais eficiente depois que houver a implementação do Mercosul.

## 2 DADOS E METODOLOGIA

### 2.1 Dados básicos

Pelo Paraguai, são utilizadas séries de preços médios semanais de boi, em *guaraníes* por quilo ao peso vivo (convertidos em arrobas), obtidas pela Sub-Secretaria de Ganadería dos diferentes leilões do Paraguai, que são preços recebidos pelos pecuaristas no período de 1º de julho de 1995 a 31 de dezembro de 1997. Para se obter os preços uniformizados com dados do Brasil e evitar influência inflacionária, utilizou-se a taxa de câmbio para dólar americano (US\$) fornecida pelo Banco Central do Paraguai. Como os preços dos leilões no Paraguai têm como base o preço de Assunção, esses foram convertidos para preços nas regiões de produção através da dedução dos custos de fretes e da taxa de serviços dos leilões.

Para o Brasil, são utilizadas séries de preços médios semanais do boi em reais (R\$), por arroba, em nível de produtores de Mato Grosso do Sul, e médias semanais do Indicador de Preços do Boi Gordo Esalq/BM&F, para o estado de São Paulo. Utilizaram-se também séries de preços médios semanais da carcaças, em nível de atacado, recebidos em reais por arroba no estado de São Paulo, são coletados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – Cepea. O preço da carcaça por arroba no atacado é calculado a partir dos preços do traseiro, dianteiro e da ponta da agulha, ponderados de acordo com o sistema descrito pelo Instituto de Tecnologia de Alimentos - Itai (Canto, 1986). Todos os preços foram convertidos em dólares americanos.

O período de análise corresponde a 1º de julho de 1995 até 31 dezembro de 1997, num total de 131 observações para cada região. Não foi possível considerar séries de preços maiores do que a estudada por falta de disponibilidade de dados diários (para cálculo das médias semanais) em período mais longo na região de Mato Grosso do Sul e Paraguai.

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 Teste de causalidade

A análise de causalidade a ser utilizada baseia-se no conceito primeiramente desenvolvido por Granger (1969) e implementado, posteriormente, por Sims (1972). De acordo com o último autor, se houver causalidade entre uma variável endógena e os valores presentes e passados de uma variável exógena, em uma regressão da variável

endógena contra valores futuros, presentes e passados da exógena resultará em coeficientes nulos para os valores futuros da variável exógena.

As possíveis relações de causalidade entre duas variáveis, no caso de preços de boi em duas regiões representados por  $P_x$  e  $P_y$ , são:

- a)  $P_x$  causa  $P_y$ ;
- b)  $P_y$  causa  $P_x$ ;
- c)  $P_x$  e  $P_y$  se relacionam mutuamente na causalidade  $P_x \Leftrightarrow P_y$ ;
- d)  $P_x$  e  $P_y$  não se relacionam, indicando ausência de causalidade entre preços da região  $x$  e  $y$ .

A realização do teste de causalidade proposto por Sims (1972) requer a estimação de quatro equações: duas completas(1) e (2), duas restritas (3) e (4). As equações restritas envolvem valores presentes e passados da variável exógena; as completas envolvem variáveis exógenas com valores futuros, presentes e passados. Em cada equação, são consideradas uma constante, uma variável de tendência e variáveis binárias para controle dos efeitos de sazonalidade entre períodos de safra e entressafra na oferta de carne.

$$Px_t = a_0 + a_1T + \sum_{i=1}^n a_{2i}Py_{t+i} + a_3Py_t + \sum_{k=1}^m a_{4k}Py_{t-k} + a_5D + e_{1t} \quad (1)$$

$$Py_t = b_0 + b_1T + \sum_{i=1}^n b_{2i}Px_{t+i} + b_3Px_t + \sum_{k=1}^m b_{4k}Px_{t-k} + b_5D + e_{2t} \quad (2)$$

$$Px_t = c_0 + c_1T + c_2Py_t + \sum_{k=1}^m c_{3k}Py_{t-k} + c_4D + e_{3t} \quad (3)$$

$$Py_t = d_0 + d_1T + d_2Px_t + \sum_{k=1}^m d_{3k}Px_{t-k} + d_4D + e_{4t} \quad (4)$$

Onde:

$Px_t$  → logaritmo do preço médio semanal do boi por arroba ao peso vivo na região x;

$Py_t$  → logaritmo do preço médio semanal do boi por arroba ao peso vivo na região y;

$T$  → variável de tendência;

$D$  → variáveis binárias;

$n$  e  $m$  → defasagens de variáveis futuras e passadas;

$a_0, a_1, a_{2i}, a_3, a_{4k}$  e  $a_5$  parâmetros a serem estimados na equação (1);

$b_0, b_1, b_{2i}, b_3, b_{4k}$  e  $b_5$  parâmetros a serem estimados na equação (2);

$c_0, c_1, c_2, c_{3k}$  e  $c_4$  parâmetros a serem estimados na equação (3);

$d_0, d_1, d_2, d_{3k}$  e  $d_4$  parâmetros a serem estimados na equação (4);

$e_{1t}, e_{2t}, e_{3t}$  e  $e_{4t}$  erros aleatórios.

As equações estimadas acima requerem a realização de filtragem prévia da série de variáveis se for detectada nas regressões a existência de autocorrelação de resíduos, através do teste de Durbin - Watson para correlação de primeira ordem e teste Q de Ljung - Box para grupos de correlações. As filtragem das séries de variáveis para a eliminação de autocorrelação residual são feitas através da utilização da técnica interativa de Cochrane - Orcutt (Kmenta 1978).

Após terem sido estimadas as quatro equações livres de correlações nos resíduos, procede-se ao teste das seguintes hipóteses:

a)  $a_{21} = a_{22} = \dots = a_{2n} = 0$

Os coeficientes dos valores futuros da variável independente da equação (1) são iguais a zero.

b)  $b_{21} = b_{22} = \dots = b_{2n} = 0$

Os coeficientes dos valores futuros da variável independente da equação (2) são iguais a zero.

Se as duas hipóteses forem rejeitadas, a relação é bicausal; se ambas não forem rejeitadas, é o caso de ausência de causalidade. Se a primeira hipótese for rejeitada e a segunda não, a causalidade será de  $P_{x_t}$  para  $P_{y_t}$ ; e, se a primeira não for rejeitada e a segunda o for, a causalidade será de  $P_{y_t}$  para  $P_{x_t}$  (Sims, 1972).

#### 4 ELASTICIDADE DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS

Depois de definir o sentido de causalidade entre variáveis, estimaram-se as equações de transmissão de preços. Se o sentido de causalidade for definido de forma unidirecional de  $P_x$  para  $P_y$ , implica considerar a equação (8). Se o sentido de causalidade for definido unidirecional de  $P_y$  para  $P_x$ , deve-se considerar a equação (9), e, se a causalidade for bicausal entre  $P_x$  para  $P_y$ , consideram-se, simultaneamente, as equações (8) e (9) para determinar as elasticidades de transmissão de preços em ambas as direções.

$$Py_t = a_0 + a_1T + a_2Px_t + \sum_{k=1}^m a_{3k}Px_{t-k} + a_4D + e_{1t} \quad (8)$$

$$Px_t = b_0 + b_1T + b_2Py_t + \sum_{k=1}^m b_{3k}Py_{t-k} + b_4D + e_{2t} \quad (9)$$

Onde:

$Px_t$  → logaritmo do preço médio semanal do boi, por arroba ao peso vivo na região x;

$Py_t$  → logaritmo do preço médio semanal do boi, por arroba ao peso vivo na região y;

$T$  → variável de tendência;

$D$  → variáveis binárias;

$m$  → defasagens de variáveis passadas;

$a_0, a_1, a_2, a_{3k}$  e  $a_4$  parâmetros a serem estimados na equação (8);

$b_0, b_1, b_2, b_{3k}$  e  $b_4$  parâmetros a serem estimados na equação (9);

$e_{1t}$  e  $e_{2t}$  erros aleatórios.

Para definir o número de defasagens (valores passados) na equação (8) e (9), foi utilizado o procedimento do teste F em nível de significância de 5%, empregando-se duas regressões: uma com modelo completo de 24 defasagens (valores passados) em forma fixa e outra com modelo restrito, variando-se o número de defasagens em cada teste. Começa-se o teste F utilizando, primeiramente, a variável sem defasagem (valor presente) no modelo restrito e 24 defasagens (valores passados) no modelo completo. Se esse primeiro teste não for significativo, implica aceitar a hipótese nula de que

ambas as regressões (modelo completo e modelo restrito) são iguais nos resultados (ajustamentos idênticos nas regressões). Assim, a primeira equação sem defasagem pode determinar, igualmente, a elasticidade de transmissão de preços como aquela equação de 24 defasagens. Por outro lado, se esse primeiro teste for significativo, é necessário prosseguir no teste, aumentando sucessivamente o número de defasagens (valores passados) na equação restrita, de 1, 2, ... m, e mantendo o número de defasagens na equação completa (24 defasagens) até conseguir que o teste F não seja significativo, de onde se toma a quantidade de defasagens necessárias para determinar a elasticidade de transmissão de preços (Aguiar, 1990).

Uma vez determinado o número de defasagens a utilizar na equação de regressão, aplicou-se o teste de exclusão de variáveis para definir os coeficientes significativos através do teste t.

## 5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 5.1 Teste de causalidade de preços de boi entre regiões de Paraguai e Brasil

As filtragens e demais procedimentos econométricos foram realizados através do *software* RATS para Windows 95. Para se definir o modelo de regressão a ser utilizado, foram testadas defasagens de quantidade igual em valores passados e futuros (assumindo o efeito simétrico na transmissão de preços): de 4, 6, 8, 12, 15 e 24, que demonstraram estabilidade no resultado (sentido de causalidade). Assim, consideraram-se seis defasagens por serem análise de dados semanais (curto prazo).

A análise de resultados dos testes de F (Tabela 1) captou efeito causal unidirecional de quase todas as regiões consideradas por Brasil para regiões consideradas por Paraguai, exceto Três Lagoas, que não apresentou significância no teste F. Os preços de boi do Brasil constituem-se como variáveis estritamente exógenas na análise.

Os preços de boi da região de São Paulo (PSP) apresentaram causalidade nos preços do boi das regiões do Paraguai, com os seguintes níveis de significância: 6% para Central Assunção (PCA), 9% para Amambay (PAm) e 10% para Alto Paraguay (PAP). Segundo as informações da Sub-Secretaria do Paraguai, o comércio na pecuária bovina com o estado de São Paulo se dá exclusivamente na carne processada, por meio dos frigoríficos habilitados para exportação. Mas não se descarta a possibilidade de efeito indireto no comércio, através da região de Mato Grosso do Sul, onde se apresenta acentuado o comércio de gado em pé proveniente do Paraguai. Segundo Zen (1997), essa região tem ganho importância no processamento de carne bovina no Bra-

sil. Essa situação plausível na relação causal entre a região de Mato Grosso do Sul e São Paulo e regiões do Paraguai será verificada posteriormente a esta análise para melhor compreensão das inter-relações comerciais entre elas. Notou-se, no teste de causalidade, que as regiões consideradas para o Brasil apresentam maior nível de significância para zona de Central Assunção em comparação a outras regiões do Paraguai, exceto na causalidade da região de Campo Grande, onde Amambay tem o mesmo coeficiente que Central Assunção visto que a comercialização é centralizada neste mercado por razões de maior disponibilidade em infra-estrutura de comercialização, leilões, frigoríficos, entre outras.

Tabela 1- Teste de causalidade (coeficientes futuros) de preços médios semanais de boi, em US\$/@, para produtores pecuários, entre regiões do Paraguai e do Brasil. Período de 3 de julho/1995 a 31 de dezembro/1997

Variável Dependente	Variável Independente	Valor de Q	Significância de Q(%)	Valor de F	Significância de F(%)	Causalidade
PSP	PCA	36,89	14	2,06	6	PSP → PCA
PCA	PSP	21,30	84	1,19	31	
PSP	PAm	30,20	25	1,88	9	PSP → PAm
PAm	PSP	21,31	84	1,19	31	
PSP	PAP	30,22	25	1,81	10	PSP → PAP
PAP	PSP	21,08	85	1,20	31	
PCG	PCA	26,21	45	2,29	4	PCG → PCA
PCA	PCG	23,57	74	1,23	29	
PCG	PAm	26,29	44	2,24	4	PCG → PAm
PAm	PCG	23,69	74	1,24	29	
PCG	PAP	26,28	44	2,11	5	PCG → PAP
PAP	PCG	23,59	74	1,24	29	
PTL	PCA	18,34	93	1,16	33	NS
PCA	PTL	15,48	96	0,53	78	
PTL	PAm	18,47	93	1,14	34	NS
PAm	PTL	15,59	96	0,52	78	
PTL	PAP	18,80	92	1,09	36	NS
PAP	PTL	15,48	96	0,52	79	
PDo	PCA	25,39	65	1,94	8	PDo → PCA
PCA	Pdo	25,51	65	1,18	32	
PDo	PAm	25,72	63	1,84	9	PDo → PAm
PAm	Pdo	25,74	63	1,17	32	
PDo	PAP	26,32	60	1,71	12	PDo → PAP
PAP	Pdo	25,62	64	1,18	32	

Fonte: Primária.

Observ.: PCA = Preço de Central Assunção, PAm = Preço de Amambay, PAP = Preço de Alto Paraguai, PSP = Indicador de preço São Paulo, PCG = Preço de Campo Grande, PTL = Preço de Três Lagoas, PDo = Preço de Dourados, NS = Sem Relação Significativa.

Os dados mostram causalidade significativa dos preços na região de Campo Grande, estado de Mato Grosso do Sul, para os preços do boi nas regiões do Paraguai, com um nível de significância de 4% para a região de Central Assunção (PCA) e Amambay (PAm) e 5% para a região do Alto Paraguai (PAP). Como visto anteriormente, esta região tem grande importância na comercialização de animais vivos com o Paraguai, tanto para fins de engorda quanto de abate. Da mesma forma, os dados mostram causalidade dos preços do boi gordo na região de Dourados para as mesmas regiões do Paraguai citadas.

Para uma melhor compreensão da relevância das inter-relações entre os mercados, procedeu-se, ainda, à análise da causalidade do preço do boi entre algumas regiões brasileiras. Em particular, procurou-se analisar as relações de transmissão de preços entre o estado de São Paulo e as regiões de Campo Grande, Dourados e Três Lagoas, todas no estado do Mato Grosso do Sul, visto ser essa uma rota de comercialização importante para o problema em análise, conforme discutido anteriormente. Os resultados, que podem ser vistos na Tabela 2, indicam causalidade unidirecional dos preços do boi gordo no estado de São Paulo para preços naquelas regiões do Mato Grosso do Sul.

Tabela 2 - Teste de causalidade (coeficientes futuros) de preços médios semanais do boi, em US\$/@ para produtores pecuários entre regiões de São Paulo e do Mato Grosso do Sul. Período de 3 de julho/1995 a 31 de dezembro/1997

Variável Dependente	Variável Independente	Valor de Q	Significância de Q(%)	Valor de F	Significância de F(%)	Causalidade
PSP	PCG	34,48	15	4,32	0,0	PSP → PCG
PCG	PSP	33,58	11	0,50	80	
PSP	PTL	24,95	52	4,79	0,0	PSP → PTL
PTL	PSP	12,97	99	0,32	92	
PSP	PDo	21,65	70	2,16	5	PSP → PDo
PDo	PSP	45,09	1	0,50	80	

Fonte: Primária.

Observ.: PSP = Indicador de preço São Paulo, PCG = Preço de Campo Grande, PTL = Preço de Três Lagoas, PDo = Preço de Dourados.

Conclui-se, dessa forma, que a integração comercial entre as regiões em estudo implica causalidade unidirecional na formação de preços da pecuária bovina, que se inicia no estado de São Paulo, passa pelas regiões produtoras do Mato Grosso do Sul e se transmite até as regiões do Paraguai. Cabe indicar que Zen (1997) determinou uma

relação bicausal entre regiões de São Paulo e Mato Grosso do Sul na formação de preços da pecuária bovina. Este autor, entretanto, analisou a relação entre preço da carcaça em nível de atacado (São Paulo) e preços do boi em nível do produtor no estado do Mato Grosso do Sul.

Considerando-se que as informações fornecidas pela Sub-Secretaria de Ganadaria e Frigoríficos do Paraguai dão conta de que o estado de São Paulo é o principal comprador da carne processada do Paraguai com destino ao Brasil, procurou-se, ainda, analisar a inter-relação entre o preço da carcaça bovina na Grande São Paulo com os preços do gado em pé no Paraguai. Os resultados podem ser vistos na Tabela 3. Nessa análise, o número de defasagens (valores passados e futuros) que apresenta melhor resultado é maior do que no caso anterior, com nove defasagens. Essa situação poderia ser explicada, em princípio, pelo maior número de intermediários envolvidos no processo de comercialização de carcaça, o que requer maior tempo no processo de ajustamento de preços. Como se pode notar da análise dos dados da Tabela 3, a significância dos coeficientes estimados, medida pelo teste F, também é menor do que quando se analisa a transmissão de preços diretamente entre a pecuária das regiões, o que poderia estar relacionado com o mesmo fato acima mencionado.

Tabela 3 - Teste de causalidade (coeficientes futuros) de preços médios semanais de boi, em US\$/@ para produtores pecuários nas regiões do Paraguai, e de carcaças no atacado, na região da Grande São Paulo. Período de 3 de julho/1995 a 31 de dezembro/1997

Variável Dependente	Variável Independente	Valor de Q	Significância de Q(%)	Valor de F	Significância de F(%)	Causalidade
PSP	PCA	20,18	73	1,74	9	PSP → PCA
PCA	PSP	17,50	91	1,14	34	
PSP	PAm	20,31	73	1,69	10	PSP → PAm
PAm	PSP	17,40	92	1,14	33	
PSP	PAP	20,57	71	1,70	10	PSP → PAP
PAP	PSP	17,39	92	1,14	34	

Fonte: Primária.

Observ.: PCA = Preço de Central Assunção, PAm = Preço de Amambay, PAP = Preço de Alto Paraguay, PSP = Preço de São Paulo.

## 6 ANÁLISE DE TRANSMISSÃO E PERÍODO DE AJUSTAMENTO DOS PREÇOS DE BOI ENTRE REGIÕES DE PARAGUAI E BRASIL

Após a definição do sentido de causalidade na transmissão dos preços, passou-se à determinação da elasticidade de transmissão entre os mercados através da estimação das equações (8) e (9). A variável binária na equação estimada foi utilizada para controlar os efeitos da safra e entressafra no Brasil. Desse modo, a mesma assumiu valor 1 no segundo semestre do ano (entressafra) e valor 0 no primeiro semestre (safra).

Para definir o número de defasagens (valores passados) na equação (8) e (9), utilizou-se o procedimento de teste F descrito anteriormente. Começou-se o teste utilizando variável sem defasagem (valor presente) no modelo restrito e 24 defasagens (valores passados) no modelo completo. Resultando todos os testes F não significativos a 5% de probabilidade, interpretou-se que ambas as regressões são iguais nos resultados. Desse modo, a primeira equação sem defasagem pode determinar a elasticidade de transmissão de preços como aquela equação de 24 defasagens, escolhendo-se, assim, o modelo de regressão sem defasagem.

Tabela 4 - Equação de transmissão de preços médios semanais de boi, em US\$/@ para produtores pecuários nas regiões do Paraguai e do Brasil. Período de 3 de julho/1995 a 31 de dezembro/1997

Variável Dependente	Variável Independente(VI)	Coefficiente (VI)	Valor t	Significância t(%)	Valor Q	Significância Q(%)
PCA	PSP	0,17	1,26	20	21,77	91
	Binária	0,02	3,56	0,0		
Pam	PSP	0,16	1,17	24	21,83	91
	Binária	0,02	3,61	0,0		
PAP	PSP	0,16	1,15	25	21,66	91
	Binária	0,02	3,52	0,0		
PCA	PCG	0,26	2,20	2	23,35	86
	Binária	0,01	3,09	0,0		
Pam	PCG	0,26	2,15	3	23,54	86
	Binária	0,01	3,12	0,0		
PAP	PCG	0,27	2,14	3	23,48	86
	Binária	0,01	3,03	0,0		
PCA	PDo	0,18	1,59	11	23,22	87
	Binária	0,01	3,39	0,0		
Pam	PDo	0,18	1,53	12	23,26	86
	Binária	0,02	3,43	0,0		
PAP	PDo	0,18	1,51	13	23,15	87
	Binária	0,02	3,35	0,0		

Fonte: Primária.

Observ.: PCA = Preço de Central Assunção, PAm = Preço de Amambay, PAP = Preço de Alto Paraguai, PSP = Indicador de preço São Paulo, PCG = Preço de Campo Grande e PDo= Preço de Dourados.

Os resultados podem ser vistos na Tabela 4. Como se pode ver, o estado de São Paulo apresentou resultados não significativos nem a 10% de probabilidade no teste t na transmissão de preços do boi para regiões do Paraguai. Esse resultado de menor relevância ajusta-se às informações recolhidas da Sub-Secretaria de Ganaderia do Paraguai, de que o comércio na pecuária bovina entre eles ocorre só na carne processada. Além disso, São Paulo está mais distante do Paraguai que as regiões do Mato Grosso do Sul, o que implica maior custo de comercialização e maior dificuldade no fluxo de informações dos preços entre esses mercados. E sendo o comércio entre eles de carne processada, é relevante considerar a demora dos exportadores de carne em transmitir os sinais de aumento de preços aos produtores do boi, por causa da necessidade de tramitação burocrática na exportação, que, freqüentemente, é feita com contratos adiantados, independentemente de qualquer variação de preços de curto prazo.

Os coeficientes da variável binária em todas as regressões é bastante significativo, mas as elasticidades de transmissões do efeito sazonal são baixas, o que pode estar de acordo com a redução na amplitude observada na variação sazonal dos preços da pecuária bovina no Brasil nos últimos anos.

A região de Campo Grande, no estado de Mato Grosso do Sul, é a que apresenta o maior coeficiente de transmissão e níveis de significância no teste t para regiões do Paraguai, com valor para a elasticidade de transmissão de preços em torno de 0,26. Isso quer dizer, por exemplo, que um aumento de 10% nos preços do boi na região de Campo Grande estaria transmitindo um aumento imediato de 2,6% nos preços do boi da região Central Assunção.

Dourados é outra região de Mato Grosso do Sul que mantém relações comerciais com as regiões do Paraguai em gado bovino, mas com menos relevância em relação a Campo Grande. O coeficiente de transmissão de preços do boi para essas regiões é de 0,18; as binárias apresentam parâmetros similares aos da análise anterior. Deve-se notar que a região de Três Lagoas não foi considerada nesta análise, uma vez que não apresentou relação de causalidade com o Paraguai, conforme visto anteriormente. Esses resultados são consistentes com os fatos já observados na comercialização da pecuária de corte entre as regiões, como a menor distância entre o Mato Grosso do Sul e o Paraguai, bem como a migração dos frigoríficos da região do estado de São Paulo para as regiões de produção, entre as quais se destaca o estado do Mato Grosso do Sul (Zen, 1997).

E, finalmente, a Tabela 5 traz os resultados da análise da elasticidade de transmissão de preços entre o preço da carcaça na Grande São Paulo e o do boi em pé no Paraguai. Conforme se pode notar pela análise da referida tabela, os coeficientes de

transmissão são baixos se comparados aos encontrados para a pecuária em ambos os países, ao passo que os coeficientes das variáveis binárias são similares aos mostrados na Tabela 4, o que pode ser justificado pelas mesmas razões já discutidas na análise da causalidade. Mas uma consideração adicional ainda pode ser útil para a compreensão do fenômeno.

As informações sobre carne processada exportada pelo Paraguai para o Brasil não trazem distinção entre os tipos de carcaças, ou seja, do tipo de carne a que se referem. Dessa forma, há a possibilidade de as exportações de carcaças conterem, em boa parte, carnes oriundas de gado europeu, cuja procedência seria a Argentina, de onde há exportação de gado europeu para o Paraguai. Isso não acontece com as exportações de gado em pé do Paraguai, que são de gado zebuino e se destinam à recria e abate no estado do Mato Grosso do Sul. Dessa forma, a comparação entre o preço da carcaça na Grande São Paulo e o preço dos animais em pé na região de criação de gado zebuino no Paraguai poderia não ser apropriada, o que se reflete na análise estatística. Essa possibilidade, contudo, é assunto para estudos futuros, uma vez que os dados disponíveis não permitem uma análise conclusiva a respeito.

Tabela 5 - Equação de transmissão de preços médios semanais de carcaças, em US\$/@, no atacado, na região do São Paulo para produtores pecuários, nas regiões do Paraguai. Período de 3 de julho/1995 a 31 de dezembro/1997

Variável Dependente	Variável Independente(VI)	Coefficiente (VI)	Valor t	Significância t(%)	Valor Q	Significância Q(%)
PCA	PSP	0,04	1,87	6	17,80	97
	Binária	0,02	4,17	0,0		
PSP	PSP	0,04	1,87	6	17,94	97
	Binária	0,02	4,19	0,0		
PSP	PSP	0,04	1,87	6	17,94	97
	Binária	0,02	4,09	0,0		

Fonte: Primária.

Observ.: PCA = Preço de Central Assunção, PAm = Preço de Amambay, PAP = Preço de Alto Paraguay, PSP = Preço de São Paulo.

## CONCLUSÕES

Os resultados encontrados neste estudo apontam a existência de causalidade unidirecional na transmissão de preços da pecuária bovina de corte da maioria das regiões consideradas no Brasil para as regiões do Paraguai (Central Assunção, Amambay e Alto Paraguay). Das regiões consideradas (estado de São Paulo, Campo Grande, Dourados

e Três Lagoas), apenas Três Lagoas não apresentou aquela relação de causalidade. De maneira similar, os preços do boi gordo no estado de São Paulo causam os preços nas demais regiões do Brasil analisadas (Campo Grande, Dourados e Três Lagoas), o que indica que a relação causal pode se processar do estado de São Paulo para as regiões do Paraguai através das regiões produtoras do Mato Grosso do Sul, por via indireta.

Uma relação bastante mais fraca, entretanto, pode ser constatada na transmissão dos preços de carcaças bovinas na Grande São Paulo para o Paraguai. Embora tenha sido constatada causalidade unidirecional de São Paulo para o Paraguai, os parâmetros estimados na análise de causalidade têm significância menor do que no caso anterior.

Na análise das elasticidades de transmissão de preços entre animais em pé nas diversas regiões do Brasil e do Paraguai, encontraram-se valores menores do que a unidade em geral, com magnitudes variando entre 0,16 e 0,26. Os menores valores da elasticidade de transmissão, bem como os menores níveis de significância do teste *t* foram obtidos dos preços da pecuária no estado de São Paulo para as regiões do Paraguai, o que reforça a hipótese de que o canal de transmissão dessa região para o Paraguai seja feito através das regiões do Mato Grosso do Sul analisadas.

Os valores obtidos da elasticidade de transmissão de preços da carcaça bovina na Grande São Paulo para o Paraguai são significativos pelo teste *t*, embora pequenos em magnitude, o que evidencia um encadeamento mais complexo desses produtos na cadeia de comercialização. Não se descartam, entretanto, problemas na mensuração da variável preço de exportação de carcaças, que pode se referir a produto originário de outra região que não a considerada na análise. Em particular, essa variável pode estar incluindo uma parcela desconhecida de carcaças de bovinos europeus, originários de regiões de outras de regiões produção ou mesmo, da Argentina.

E, finalmente, a variável sazonalidade foi significativa em todas as análises, indicando que a transmissão de preços da pecuária brasileira para a paraguaia se faz com maior intensidade durante e entressafra brasileira, ou seja, no segundo semestre do ano. O valor estimado para aquele coeficiente, entretanto, é baixo, refletindo a redução da amplitude do ciclo sazonal na pecuária brasileira nos últimos anos.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIAR, D.R.D. *Formação de preços na indústria brasileira de soja: 1982 – 1989*. Piracicaba, 1990. 140p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

BISHOP, R.V. The construction and use of causality tests. *Agricultural Economics Research*, v. 31, n. 4, p.1-6, 1979.

BOX, G.E.P. ; JENKINS, G.M. *Time series analysis forecasting and control*. San Francisco: Holden-Day Inc., 1976. 575p.

CANTO, W.L. *Estudos econômicos – Alimentos processados (Sistema ponderal de conversões e determinação de margens de comercialização)*. Campinas: Instituto de Tecnologia de Alimentos, 1986, 55p.

DE ZEN, S. Alguns aspectos do processo de formação de preços da pecuária de corte. In: CURSO SOBRE COMERCIALIZAÇÃO DE COMMODITIES AGROPECUÁRIAS, 3º, Piracicaba, 1994. *Anais*. Piracicaba: Fealq, 1994. p.47-56.

DE ZEN, S. *Integração entre os mercados de boi gordo e de carne bovina no Sudeste e Centro-Oeste do Brasil*. Piracicaba, 1997. 77 p. Dissertação(Mestrado)- Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

DOAN, T.A; LITTERMAN, R.B. *User's manual; rats*. Minneapolis, MN: VAR Econometrics, 1981. 525p.

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

KMENTA, J. *Elementos de econometria*. São Paulo: Atlas, 1978. 694p.

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

## SYNOPSIS

### *THE INFLUENCE OF THE BRAZILIAN MEAT MARKET IN THE PRICE FORMATION OF CATTLE RAISING IN PARAGUAY*

*This study analyses the influence of the Brazilian cattle raising market as well as of the Brazilian meat market in the price formation for the cattle market in Paraguay. Tests of causality have been performed and the elasticity of prices transmission among several regions between the two countries has been calculated.*

*The results indicate significant causality between the fat ox's price received by cattle raisers in several Brazilian regions and the cattle prices in Paraguay. Also it has been identified causality between the prices of the carcass and the wholesaler in São Paulo for the ox's price, which were received either by cattle raisers in Paraguay or by raisers in several regions in Brazil. The study concludes that the Brazilian meat market influences price formation for cattle raising in Paraguay.*

*Key-words: cattle raising, price formation, causality and price transmission, Paraguay and Brazil regions.*

## SINOPSIS

### *INFLUENCIA DEL MERCADO DE CARNE BRASILEÑO EN LA FORMACIÓN DE PRECIOS DE LA PECUÁRIA BOVINA DEL PARAGUAY*

*Este trabajo analiza la influencia de los mercados de la pecuaria bovina y de la carne bovina brasileños sobre la formación de precios de la pecuaria bovina en el Paraguay. Para tanto, fueron realizados testes de causalidad y calculadas las elasticidades de transmisión de precios entre diversas regiones de los dos países.*

*Los resultados indican causalidad significativa de los precios del buey recibidos por los productores en diversas regiones brasileñas para los precios de los productores en el Paraguay. De la misma forma, se identifica causalidad de los precios de la "carcaça" al por maior en San Paulo para los precios del buey, recibidos tanto por los pecuaristas en el Paraguay cuanto en diversas regiones del Brasil. El estudio concluye que el mercado de carne brasileña influencia la formación de precios de la pecuaria bovina en el Paraguay*

*Palabras clave: pecuaria bovina, formación de precios, causalidad y transmisión de precios, regiones del Paraguay y del Brasil.*