

# RELAÇÕES DE PREÇO DE FRANGO NAS REGIÕES SUL E SUDESTE DO BRASIL\*

Maurício Vaz Lobo Bittencourt\*\*

Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros\*\*\*

## RESUMO

Este trabalho teve como principal objetivo a análise das relações de preços de frango existentes entre os principais estados produtores no Brasil: São Paulo, Paraná e Santa Catarina. Para isso, foi feita, primeiramente, uma caracterização do mercado de frango e, a seguir, foram estimadas as relações de preços através de modelos de auto-regressão vetorial (VAR) com correção de erro. Os resultados mostraram uma forte influência do estado de Santa Catarina sobre os demais estados, provavelmente devido à sua posição de liderança tanto do ponto de vista tecnológico, como de exportação e eficiência mercadológica. Verificou-se, também, que, na determinação dos preços no estado do Paraná, há forte influência também das informações provenientes do estado de São Paulo — expressi-

---

\* Este artigo é parte da dissertação de mestrado do primeiro autor, cujo título é "Formação de Preços e Caracterização do Mercado de Frango em São Paulo" (ESALQ/USP), 1995.

\*\* Engenheiro agrônomo, MSc, professor do Departamento de Economia Rural e Extensão da UFPR.

\*\*\* Engenheiro agrônomo, PhD, professor titular do Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ/USP.

vo tanto no aspecto produtivo como de consumo. Os resultados obtidos da análise dinâmica dos preços desses estados demonstraram que são bastante rápidos os ajustamentos entre seus mercados.

**TERMOS PARA INDEXAÇÃO:** Preço de frango; Integração de mercados; Liderança de preço.

## *BROILER PRICE RELATIONS AMONG SOUTHEASTERN STATES IN BRAZIL*

### **ABSTRACT**

*The objective of the paper is to analyse the relationship of broiler prices among producing states (Santa Catarina, Paraná e São Paulo). First, characteristics of the market are presented; then prices relationships are estimates using vector auto-regression models with vector error correction. Results indicate a strong effect of informations from Santa Catarina upon the other states, probably due to its leadership position from the point of view of either technology, exporting tardition and marketing efficiency. The state of Paraná market was shown to be affected also by the information coming from São Paulo, possibly due to its role of important producer and consumer. Dynamic analyses indicate that between-state price adjustment is reasonably fast.*

*INDEX TERMS: Broiler price; Market integration; Price leadership.*

### **INTRODUÇÃO**

A cadeia produtiva do frango é uma das mais complexas, diferenciando-se muito dos outros produtos agropecuários, por ter passado por fortes modificações ao longo das últimas décadas, principalmente nos estados das regiões Sul e Sudeste do Brasil. Houve um desenvolvimento acelerado na seleção genética das aves, nas rações, no controle das doenças, no processamento, distribuição e comercialização, entre outras atividades.

Todo esse processo introduzido no país e adaptado com sucesso, é proveniente do atual sistema de outros países, principalmente dos Estados Unidos. O sucesso do sistema produtivo no Brasil tem como fundamen-

to as inovações que se sucederam de maneira muito rápida e cujos progressos técnicos ocasionaram aumentos na produtividade e na produção. O Brasil apresenta hoje uma produção média anual em torno dos 3 milhões de toneladas de carne e um consumo *per capita* que saltou de 12 para 19 quilos em cerca de cinco anos.

Esses avanços marcantes do ponto de vista tecnológico somente resultarão em completa eficiência econômica, se as principais regiões produtoras operarem de forma integrada para que os eventuais déficits ou superávits em cada qual reflitam nos preços locais, sinalizando as desejadas movimentações de suprimentos, a curto prazo, e ajustes de produção, a médio e longo prazos. Trata-se, pois, de examinar a eficiência da comercialização de frangos.

Este trabalho tem como objetivo determinar as relações de preços existentes entre as principais regiões produtoras de frango do Brasil, ou seja, os estados das regiões Sul e Sudeste, procurando caracterizar o grau de integração no mercado de frango nas últimas décadas no país.

A hipótese a ser testada é a de que os mercados de frango no Sul e Sudeste do País devem estar bem integrados do ponto de vista territorial; particularmente, espera-se forte influência de Santa Catarina, que ocupa papel preponderante nas exportações, na tecnologia de produção e no comércio. Deve também ser importante o papel de São Paulo na formação de preços, por se tratar de um importante centro consumidor e de contar com o maior número de matrizes e de poedeiras do país.

## **CARACTERIZAÇÃO DO MERCADO DE FRANGO**

Conforme Luce e Karsten (1992), a produção de frango é dividida em segmentos, cada qual com funções especializadas, sendo que os segmentos de criação de matrizes e incubação dos ovos são coordenados pelas próprias empresas integradoras.

O sistema de produção de frango a seguinte divisão:

- a) seleção genética;
- b) produção de matrizes e pintos;
- c) criação ou engorda.

A “integração vertical” está inserida nesse processo. Segundo Luce e Karsten (1992), as empresas não executam a atividade de criação ou engorda, mas, sim, estabelecem controle sobre ela por intermédio de contratos de fornecimento. Nesse processo, a firma integradora fornece os pintos, a ração e a assistência técnica, enquanto o produtor contribui com as instalações e a mão-de-obra.

O mercado avícola tem imperfeições econômicas que podem apresentar a seguinte configuração:

a) as quatro maiores empresas em termos de volume de abate (Sadia, Perdigão, Ceval e Frangosul) representam cerca de 30% do total abatido no país, o que sugere o poder de mercado das mesmas, como indica a Tabela 1, a seguir;

b) as empresas avícolas agem como verdadeiros oligopólios, dificultando a entrada de novas empresas no mercado, principalmente por possuírem o domínio da tecnologia necessária;

c) existem outras duas barreiras à entrada de novas empresas no mercado: a economia de escala e os grandes requerimentos de capital. Para os produtores, o fato de existir um contrato não significa que venderão o produto pelo preço que estipularem, mas, sim, pelo que a integradora estabelecer. Este poder de barganha das integradoras lhes dá características de oligopsônias no mercado de frango vivo produzido pelos avicultores.

A Tabela 1 relaciona as maiores empresas de abate de frango para o ano de 1992, indicando a importância de cada uma na produção nacional. Nota-se a predominância das empresas de Santa Catarina (Sadia, Perdigão, entre outras).

A integração vertical desenvolveu-se no sul do País e é tida como responsável direta pelo sucesso da avicultura naquela região durante estes últimos 20 anos. Com o passar do tempo, esta integração chegou a outros estados, sendo que, em São Paulo, em 1985, a avicultura integrada foi responsável por mais de 75% da produção total, conforme Guimarães (1990). Isso é confirmado por Marques (1991), pelo aumento do número de frigoríficos integrados que, em 1969, era de apenas um, e que passou a ser 22, em 1991.

TABELA 1

**As maiores empresas de abate de aves no Brasil, em 1992  
e a participação percentual na produção**

Empresas	quantidade de aves abatidas (em unidades)	(%)
Grupo Sadia	278.971.404	14.45
Grupo Perdigão	141.343.012	7.32
Grupo Ceval	96.077.736	4.98
Grupo Frangosul	84.501.242	4.38
Grupo Avipal	66.314.712	3.44
Grupo Chapecó	58.023.617	3.01
Grupo Pena Branca	45.520.689	2.36
Coop.C.Oeste Catarinense	31.811.988	1.65
Cia. Avícola Minuano	28.117.583	1.46
DaGranja Alimentos S/A	23.507.385	1.22
Coop.C.de Latic. do Paraná	22.804.979	1.18
Rio Branco Alimentos S/A	17.960.368	0.93
Coop.Agric.Consolata LTDA	16.482.957	0.85
SO Frango Alimentos S/A	15.830.416	0.82
Subtotal	954.499.286	49.45
Outros	975.886.415	50.55
Produção Nacional	1.930.385.701	100.00

Fonte : ANAB , Extraído de Revista Aves e Ovos - Junho/1993.

O vínculo entre as empresas integradoras e os avicultores é obtido mediante várias formas e modalidades de contrato. O contrato tem a finalidade de assegurar às integradoras o fornecimento de frango com as especificações requeridas para abate de forma estável e regular. Para o integrado, é uma maneira de manter uma renda estável, executando uma atividade com fornecimento garantido de insumos e assistência técnica por parte das empresas.

Guimarães (1990) observa que, quanto maior o número de etapas integradas, maior a facilidade de coordenar todas elas, com aumento de eficiência, redução de capacidade ociosa e instabilidade de produção, bem como difusão mais fácil de tecnologia entre os segmentos envolvidos.

Conforme Guimarães (1990), Marques e Aguir (1993), a forma de contrato mais utilizada na avicultura é a de pagamento de acordo com a taxa

de conversão e mortalidade. Ou seja, a indústria paga ao avicultor de acordo com sua eficiência. Poder-se-ia acreditar que o produtor integrado tivesse condições de colocar o seu produto a preços prefixados e compatíveis com os seus custos de produção, mas os contratos não protegem o avicultor contra instabilidades no preço do produto. O avicultor tem sua receita variável em função das oscilações do preço base ditado pela integradora, de acordo com o comportamento do mercado.

A produção de frango tem crescido muito nas últimas duas décadas, passando de 2,08 milhões de toneladas em 1989 para cerca de 3,434 milhões de toneladas em 1994, aumentando aproximadamente 65,09% nesse período. Verifica-se na Figura 1, a seguir, que, entre os principais produtores nacionais, estão os estados de São Paulo, Paraná e Santa Catarina. O gráfico mostra a evolução do número de aves abatidas nestes três estados nos últimos quatro anos; constata-se que o estado de São Paulo lidera a quantidade de aves abatidas com cerca de 500 milhões de aves abatidas em 1995, seguido de perto por Santa Catarina com aproximadamente 430 milhões.

FIGURA 1  
Evolução dos abates de aves em  
São Paulo, Paraná e Santa Catarina

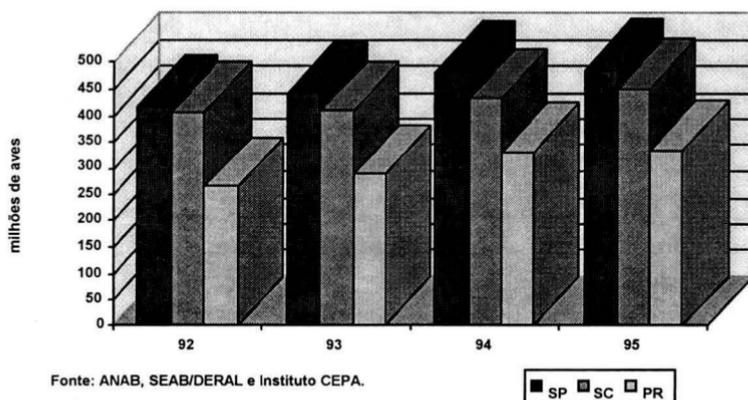


FIGURA 2

**Preços reais de frango aos produtores em São Paulo,  
em R\$ de outubro de 1995**

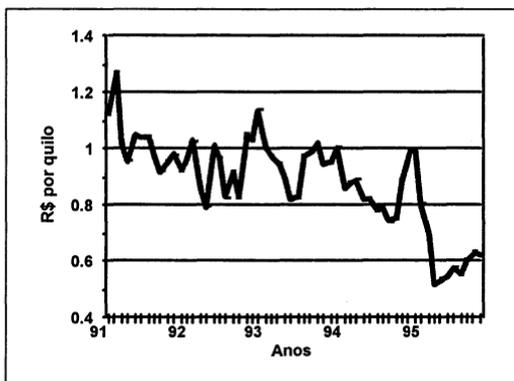


FIGURA 3

**Preços reais de frango aos produtores no Paraná,  
em R\$ de outubro de 1995**

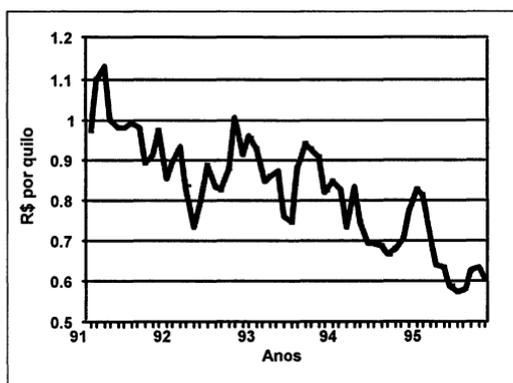
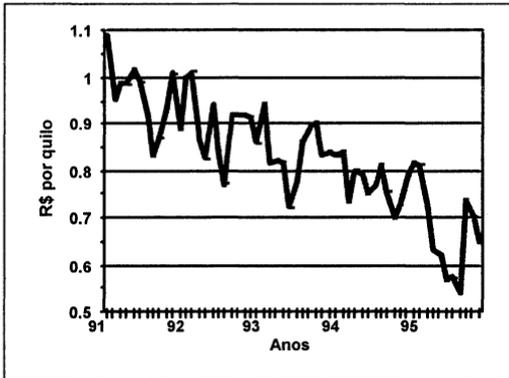


FIGURA 4

**Preços reais de frango aos produtores em Santa Catarina,  
em R\$ de outubro de 1995**



As figuras 2, 3 e 4, apresentadas, revelam o comportamento dos preços reais recebidos pelos produtores nos estados de São Paulo, Paraná e Santa Catarina. Os preços reais recebidos pelos produtores, de modo geral, têm tido um comportamento de queda ao longo dos anos, pois os incrementos de produção e produtividade experimentados pelo setor são realmente expressivos. Conforme Zirlis *et alii* (1990), no período de 1970 a 1988, o setor cresceu a uma taxa média anual de 13,7%. No final de 1987 e início de 1989, os preços nos três estados estiveram próximos a R\$ 2,50 por quilo de frango vivo, preço este bem acima do encontrado nos últimos quatro anos, sempre abaixo de R\$ 1,00/kg, e próximo a R\$ 0,50/kg, nos últimos meses de 1995.

Observando os preços nos três estados, constata-se que suas trajetórias são semelhantes, sugerindo que existe uma inter-relação entre os mercados de frango nos três estados, fazendo com que os preços tenham o mesmo comportamento, apesar de a magnitude dos preços de São Paulo se apresentar um pouco superior à dos demais estados, na maior parte do período observado.

A principal característica do consumo de carnes no Brasil é que este sempre teve como destaque a carne bovina. Outros tipos de carnes sempre apareceram como fonte de proteína alternativa, conforme o comportamento do preço da carne bovina.

Deve-se destacar o costume e gosto dos consumidores, que sempre preferiram carne bovina às outras carnes. Geralmente se alimentavam da carne de frango aos fins de semana, pois, no cotidiano das famílias, a praticidade de se preparar a carne de boi era muito maior, dado que o frango era vendido apenas inteiro.

Com o passar do tempo, as modificações no processamento do frango, queda no seu preço relativo e aumento da produção, entre outras causas, fizeram com que os hábitos da população se modificassem substancialmente, aumentando o consumo de carne de frango ao longo dos últimos 20 anos.

A Tabela 2, a seguir, mostra a evolução do consumo dos principais tipos de carnes no Brasil, podendo-se verificar um crescimento muito grande no de carne de frango, sendo que as demais permaneceram com um nível de consumo relativamente estável. O consumo de frango parece tender a aumentar, pois, além de estar cada vez mais acessível à população, os agentes responsáveis pela venda e promoção do produto estão utilizando cada vez mais *marketing* e tecnologia de processamento visando a incrementar as vendas. Em 1994, o consumo foi de 19,3kg por habitante e, em 1995, há uma previsão de consumo da ordem de 20kg por habitante.

TABELA 2

**Consumo interno de carnes no Brasil  
(1989/1994, kg/hab/ano)**

Ano	frango	boi	suíno
1989	12.0	29.0	6.7
1990	13.5	28.0	6.8
1991	15.8	29.0	7.7
1992	16.7	28.0	8.0
1993	18.0	28.0	7.7
1994	19.3	27.0	7.8

Fonte : APINCO/IBGE/MAARA/DFARA

Extraído da Síntese Anual da Agricultura de Santa Catarina (1994).

## DADOS E PROCEDIMENTOS

Foram utilizados dados de preços de frango ao produtor para os estados de São Paulo, Paraná e Santa Catarina, os quais foram deflacionados pelo IGP-DI (Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) para valores de junho de 1994. O período analisado estende-se de janeiro de 1985 a dezembro de 1993.<sup>1</sup>

### TESTES DE ESTACIONARIEDADE E DE COINTEGRAÇÃO

Nos modelos dinâmicos de séries temporais que serão utilizados, exige-se que as séries sejam estacionárias de modo a se poder fazer inferências e testes estatísticos que sejam válidos, além de permitir a operacionalização dos modelos.<sup>2</sup>

Os modelos econométricos utilizados, de modo geral, pressupõem estacionariedade dos dados para que os resultados obtidos e as inferências feitas sejam válidos. Quando se analisa dados não-estacionários sem alguma transformação dos mesmos em estacionários, incorre-se em erro, ficando os resultados de regressões sem nenhum significado.

Para detectar a presença de raízes unitárias,<sup>3</sup> utilizam-se os testes expandidos de Fuller (1976), Dickey e Fuller (1979, 1981), que consistem em se testar se  $g = 0$ , que é equivalente a se testar a não-estacionariedade contra a estacionariedade.

---

<sup>1</sup> Não foi utilizado um período maior porque um teste de mudança estrutural mostrou diferença significativa com relação ao período anterior a 1985.

<sup>2</sup> Em uma série estacionária, as condições de invertibilidade de um processo autorregressivo em outro de média móvel está garantida, o que não ocorre quando a série é não-estacionária, conforme Granger e Newbold (1974), Pindyck e Rubinfeld (1991), Morettin e Tolo (1985) e Greene (1993).

<sup>3</sup> No presente trabalho, será considerada, por simplificação, apenas uma raiz unitária, sendo que o problema de mais de uma raiz unitária é tratado com mais detalhes em Dickey e Pantula (1987) e Pantula (1989).

<sup>4</sup> As distribuições, porém, não são distribuições-padrão.

O teste referente a equação (1) é implementado com a utilização da usual estatística,  $t$ ,<sup>4</sup> e é chamado estatística  $\tau_r$  de Fuller (1976), sendo que o mesmo teste é chamado de estatística  $\tau_\mu$  e  $\tau$  se em (1) se exclui, respectivamente, a variável tendência e a variável tendência mais a constante. Seja a equação:

$$\Delta x_t = \alpha + \beta_1 T + \gamma_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{n-1} \lambda_i \Delta x_{t-i} + e_t \quad (1)$$

onde:

$$\lambda_i = - \sum_{j=i+1}^n \rho_j$$

Para se saber a ordem de integração das séries procede-se à execução dos testes descritos até que a hipótese nula de raiz unitária seja rejeitada.

#### TESTES DE COINTEGRAÇÃO E MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERRO

A relação entre processos não-estacionários e o conceito de equilíbrio de longo prazo foi introduzido por Granger (1981, 1986). Esta relação se resume no conceito de cointegração.

Segundo Banerjee, Dolado, Hendry e Smith (1986); Engle e Granger (1987) e Campbell e Perron (1991), se duas séries de tempo  $y_t$  e  $x_t$  são I(1), então em geral a combinação linear

$$y_t - \alpha - \beta x_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

é também I(1), mas pode ocorrer que a combinação seja I(0). De (2), tem-se um vetor de cointegração  $(1, -\beta)'$  se  $\varepsilon_t$  é estacionário, ou I(d-b),  $b > 0$ . Neste caso,  $y_t$  e  $x_t$  são consideradas *cointegradas*. Assim, um par de variáveis é definido como cointegrado, se as variáveis são I(d) e I(b) e existe uma combinação linear delas que seja I(0).

Existem vários procedimentos para determinação das relações de cointegração entre variáveis, mas os dois mais utilizados são os métodos de Engle e Granger e o de Johansen. Sendo que este último é o utilizado neste trabalho.

O método de máxima verossimilhança foi proposto por Johansen (1988,

1991) e Johansen e Juselius (1990) com os propósitos de se obter estimativas melhores, de testar a presença de mais de um vetor de cointegração, além de prover testes de razão de verossimilhança sobre os vetores de cointegração, tudo sob a ótica de sistema de variáveis, o que não é o caso do método de Engle e Granger.

Primeiramente considera-se uma representação VAR de ordem  $k$ , não restrito, de  $X_t$

$$X_t = \mu + \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde  $X_t$  é um vetor  $p \times 1$  de variáveis I (1);  $\Pi_i$  são matrizes  $p \times p$  de parâmetros;  $\mu$  é um vetor  $p \times 1$  de termos constantes e  $\varepsilon_t$  é um vetor  $p \times 1$  de erros aleatórios.

De (3), tem-se:

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \dots - \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_i, \text{ e } (i = 1, \dots, k-1);$$

$$- \Pi = I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_k.$$

É interessante notar que a expressão (4) é a representação tradicional de um modelo VAR nas diferenças exceto pelo termo  $\Pi X_{t-k}$ . Este método consiste em testar se os coeficientes da matriz  $\Pi$  contêm informações sobre as relações de longo prazo entre as variáveis envolvidas. Há três casos possíveis de acordo com o posto ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ :

1) Posto ( $\Pi$ ) =  $p$ , isto é, a matriz tem posto completo indicando que  $X_t$  é um processo estacionário e um modelo VAR em nível é apropriado.

2) Posto ( $\Pi$ ) = 0, isto é, a matriz é nula e  $X_t$  é um processo integrado onde um modelo VAR nas diferenças é apropriado.

3)  $0 < \text{posto}(\Pi) = r < p$ , isto é, há cointegração e a matriz  $\Pi$  pode ser representada pelo produto de duas matrizes  $p \times r$ ,  $\alpha$  e  $\beta$ , de modo que  $\Pi = \alpha\beta'$ . Onde  $\beta$  contém os vetores de cointegração e  $\alpha$  é o vetor de ponderação.

Os vetores de cointegração de  $\beta$  têm a propriedade de tornar  $\beta'X_t$  estacio-

nário, onde  $X_t$  é não-estacionário. Desta maneira, a expressão (4) representa um modelo VAR com correção de erro como o obtido no método de Engle e Granger, mas somente quando há apenas um equilíbrio de longo prazo ( $r = 1$ ).

A função de verossimilhança a ser maximizada é:

$$L_{max}^{-\frac{1}{T}}(\Pi = \alpha\beta') = |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \lambda_i), \quad (5)$$

onde  $S_{00}$  é a matriz dos momentos do produto dos resíduos e  $T$  é o número de observações.

A hipótese nula de que existem  $r$  vetores cointegrados é testada usando-se dois testes de razão de verossimilhança, os chamados testes do traço e teste do máximo autovalor ( $\lambda_{max}$ ). Estes testes, contendo no máximo  $r$  vetores de cointegração, são aplicados seqüencialmente para valores decrescentes de  $r$ . Os valores críticos destes testes se encontram em Johansen e Juselius (1990) e suas distribuições assintóticas não seguem a distribuição chi-quadrado padrão, mas representam versões multivariadas da distribuição Dickey-Fuller, e estão reproduzidos na Tabela 1 do apêndice.

## MODELOS VAR COM CORREÇÃO DE ERRO

Após os testes de integração e cointegração, foi feita a estimação econométrica das relações de preços existentes entre as variáveis em estudo. O modelo utilizado foi o de auto-regressão vetorial (VAR), pois permite, segundo Babula e Bessler (1990), a obtenção de relações dinâmicas entre as variáveis.

Basicamente, busca-se:

- 1) estimar a importância de cada variável em termos do poder de previsão do comportamento das demais mediante a decomposição da variância dos erros de previsão;
- 2) estimar as respostas de cada variável a choques não antecipados nas demais.

Segundo Hakkio e Morris (1984), Brandão (1985), Giannini e Mosconi (1987) e Aubone (1988), um modelo VAR ( $p$ ) é representado por :

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + V_t \quad (6)$$

onde:  $Y_t$  é uma matriz  $1 \times n$  das variáveis do modelo;  $A_j$ , sendo  $j = 1, \dots, P$ , são matrizes  $n \times n$  de coeficientes que relacionam os valores defasados com os valores correntes das variáveis; e  $V_t$  é uma matriz  $1 \times n$  de erros do tipo ruído branco.<sup>5</sup>

O número de defasagens  $P$  a ser utilizado na análise dos modelos de auto-regressão vetorial (VAR) pode ser obtido de várias maneiras, mas, neste caso, serão empregados os mesmos procedimentos de Akaike e Schwartz utilizados nos testes de raiz unitária e de cointegração.

A introdução do mecanismo de correção de erro nos modelos VAR ocorre, conforme Williams e Bewly (1991,1993), após uma reparametrização de (6):

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p-1} B_i \Delta Y_{t-i} + \pi \varepsilon_{t-1} + V_t \quad (7)$$

onde  $\pi$  é a matriz dos coeficientes de longo prazo; e  $\varepsilon_{t-1}$  é o resíduo da equação de cointegração, ou também chamado mecanismo ou termo de correção de erro, que inclui o vetor de cointegração  $\beta$ .

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

### TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E DE COINTEGRAÇÃO

Os testes de raiz unitária são realizados comparando-se o valor da estatística  $t$  de Student com os valores críticos de Fuller (1976), que se encontram na Tabela 1 do Apêndice 1. Os testes mostraram que as variáveis em estudo são integradas de ordem 1, ou seja são  $I(1)$ , conforme as Tabelas A1 a A6, apresentadas em apêndice.

<sup>5</sup> Ruído branco significa que o processo estocástico possui média zero, matriz de variância-covariância finita e é não autocorrelacionado.

De acordo com a metodologia de Johansen, tem-se duas relações de cointegração entre as variáveis, como se pode verificar, a seguir, na Tabela 3. Nota-se claramente que, em ambos os testes, rejeita-se ao nível de 95% de probabilidade a hipótese  $r \leq 1$ , de haver no máximo uma relação de cointegração, e não se rejeita a de  $r \leq 2$ , o que significa dizer que estatisticamente devem existir duas relações de cointegração, ou seja, duas relações estáveis de longo prazo, confirmando que as três variáveis são integradas de mesma ordem,  $I(1)$ , como indicaram os três testes de raiz unitárias.

TABELA 3  
**Resultados dos testes para a determinação  
do número de relações de cointegração\***

Hipótese Nula	Traço	Traço (95%)	$\lambda_{\max}$	$\lambda_{\max}$ (95%)
$r \leq 2$	4,07	8,08	4,07	8,08
$r \leq 1$	22,55	17,84	18,48	14,60
$r = 0$	57,54	31,26	35,00	21,28

\* Foi utilizado para estes testes um modelo VAR apenas com as três variáveis e uma constante. O número de defasagens utilizado foi dois, de acordo com os critérios de Akaike e Schwarz.

Fonte : dados da pesquisa.

Tem-se então, que as duas relações de cointegração são representadas por:

$$Z_{1t} = -2,113PpSC - 16,115PpSP + 18,344PpPR$$

$$Z_{2t} = 8,596PpSC - 3,969PpSP - 3,945PpPR$$

Estas equações representam relações estáveis do equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, os chamados termos de correção de erro, os quais serão utilizados no período  $t-1$  para a estimação do modelo VAR com correção de erro, de modo a se recuperar as informações de longo prazo perdidas nas diferenças das variáveis em estudo.

**MODELO VAR COM CORREÇÃO DE ERRO**

Com auxílio da Tabela 4, onde se tem a decomposição da variância do preço de frango ao produtor em Santa Catarina, pode-se notar que este não é influenciado pelos preços de nenhum dos demais estados, pois os preços em São Paulo e Paraná explicam uma parcela muito pequena do erro de previsão, sendo, portanto, uma variável exógena no conjunto considerado. Por meio da Tabela 5, onde se encontra a decomposição da variância do preço do frango em São Paulo, verifica-se que este sofre influência apenas do preço do frango em Santa Catarina. O preço do frango no estado do Paraná, como já era esperado, é influenciado tanto pelo preço em São Paulo como em Santa Catarina, conforme tabela 6.

TABELA 4

**Decomposição da variância dos erros de previsão do preço do frango ao produtor em Santa Catarina (*PpSC*), em porcentagem\***

Meses	PpSC	PpSP	PpPR
1	100,0	0,00	0,00
2	98,09	1,86	0,05
3	95,47	3,70	0,82
6	94,90	4,25	0,85
12	94,89	4,26	0,85

Fonte : dados da pesquisa.

\* Foram utilizados no ajustamento dados do período 1985-1993.

TABELA 5

**Decomposição da variância dos erros de previsão do preço do frango ao produtor em São Paulo (*PpSP*), em porcentagem\***

Meses	PpSC	PpSP	PpPR
1	13,67	86,33	0,00
2	22,23	77,44	0,33
3	22,58	77,09	0,33
6	23,75	75,68	0,57
12	23,78	75,65	0,57

\* Foram utilizados no ajustamento dados do período 1985-1993.

Fonte : dados da pesquisa.

TABELA 6

**Decomposição da variância dos erros de previsão do preço do frango ao produtor no Paraná (*PpPR*), em porcentagem\***

Meses	PpSC	PpSP	PpPR
1	17,03	45,71	37,25
2	22,84	42,93	34,23
3	22,55	44,17	33,28
6	23,45	44,02	32,53
12	23,47	44,02	32,51

\* Foram utilizados no ajustamento dados do período 1985-1993.

Fonte : dados da pesquisa.

Os resultados mostrados sugerem que existe, entre os três principais produtores de carne de frango do país, um grau de interação muito forte, mesmo estando espacialmente separados. As razões econômicas para isso seriam as seguintes: o estado de Santa Catarina exerce um importante papel na formação de preços devido, principalmente, à condição de maior produtor, exportador, a apresentar o mais alto nível de integração da avicultura brasileira, além de liderar a geração de tecnologia no setor. Já o estado do Paraná recebe a influência de Santa Catarina e São Paulo, sendo que deste último a influência é justificada pelo fato de São

Paulo apresentar o maior centro de consumo e o maior plantel de matrizes. São Paulo, que já foi o maior produtor nacional de carne de frango, vem recuperando o seu espaço no cenário avícola, constituindo-se em importante centro produtivo e de consumo, além de apresentar um bom nível de integração no processo produtivo.

Para melhor apreciar as relações existentes entre os preços de frango nos três estados, apresenta-se, a seguir, nas Tabelas 7 e 8, as respostas a choques no preço em Santa Catarina e São Paulo, respectivamente. Essas respostas são medidas na forma de elasticidades, relacionando certa variação relativa no preço de um estado à variação relativa que ocasionará no preço de outro estado. Em ambas as tabelas, percebe-se que uma variação no preço de frango em um estado (Santa Catarina ou São Paulo) provoca variação no mesmo sentido nos demais, porém tais respostas são menos que proporcionais. Tais variações tendem a se dissipar com certa rapidez, uma vez que, após três meses do choque inicial em um estado, todos os preços parecem ter retornado ao seu estado de equilíbrio, como, aliás, seria de se esperar em mercados bem integrados.

TABELA 7

**Respostas a choques no preço do frango ao produtor em Santa Catarina (*PpSC*)**

Meses	<i>PpSC</i>	<i>PpSP</i>	<i>PpPR</i>
1	1	0,4628	0,4909
2	0,0899	0,4288	0,3408
3	- 0,0727	- 0,1647	- 0,0807
6	0,0322	0,0690	0,0515
12	0,0002	0,0009	0,0009

\* Foram utilizados no ajustamento dados do período 1985-1993.  
Fonte : dados da pesquisa.

TABELA 8

**Respostas a choques no preço do frango ao produtor  
em São Paulo (PpSP)**

Meses	PpSC	PpSP	PpPR
1	0	1	0,6914
2	0,1189	0,1589	0,1345
3	- 0,1222	- 0,2184	- 0,1738
6	0,0286	0,0606	0,0459
12	- 0,0002	- 0,0002	0,0001

\* Foram utilizados no ajustamento dados do período 1985-1993.

Fonte : dados da pesquisa.

## CONCLUSÕES

A hipótese de que os mercados de frango no Sul e Sudeste do país deveriam estar bem interagidos e que Santa Catarina deveria desempenhar um importante papel na formação dos preços nos demais estados foi plenamente satisfeita, conforme mostram os resultados.

Os resultados da estimação do modelo VAR com correção de erro mostraram coerência em toda a análise, pois, como era esperado, o preço do frango em Santa Catarina mostrou-se exógeno e importante na determinação do preço do frango em São Paulo e Paraná.

O preço do frango em São Paulo, conjuntamente com o de Santa Catarina, mostrou-se importante na formação do preço do frango no Paraná.

Estes resultados refletem a influência da integração vertical do mercado catarinense, notadamente pela importância deste mercado sobre os demais.

A influência de São Paulo sobre o preço no Paraná reflete possivelmente a maior importância e tamanho do mercado consumidor paulista em relação a este.

Nas respostas dos preços a choques, fica evidente o alto grau de integração da avicultura nesta região do país, pois os impactos têm curta duração, com um rápido ajustamento dos mercados dos estados considerados.

Conclui-se, portanto, que o setor produtor de frango de corte, além de seu notório desenvolvimento tecnológico, vem apresentando considerável eficiência em seus mercados, ou seja, em sua comercialização.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUIAR, D. R. D. "Custo, risco e margem de comercialização de arroz e de feijão no estado de São Paulo : análise dinâmica e teste de modelos alternativos". Piracicaba, dissertação de doutorado, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz/USP, 1994.
- AUBONE, A. "Notas sobre vectores autoregressivos (V.A.R.)", *Revista de Econometria VIII* (1):99-110, jan/jun 1988.
- APA. *Revista Aves e Ovos*, São Paulo, Associação Paulista de Avicultura, vários números.
- BABULA, R. A. & BESSLER, D. A. "The corn-egg price transmission mechanism", *Southern Journal of Agricultural Economics*, 79-86, dec 1990.
- BANERJEE, A. ; DOLADO, J. J.; HENDRY, D. F. & SMITH, G. W. "Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: some Monte Carlo evidence", *Oxford Bulletin of Economists and Statistics* 48(3):253-277, 1986.
- BARROS, G. C. "Economia da comercialização agrícola", Piracicaba, FEALQ, 1987. 306 p.
- BITTENCOURT, M. V. L. "Formação de preços e caracterização do mercado de frango em São Paulo", Piracicaba, dissertação de mestrado, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz/USP, 1995.
- BRANDÃO, A. S. P. "Moeda e preços relativos: evidência empírica", *Revista de Econometria*, 5(2):33-80, 1985.
- CAMPBELL, J. Y. & PERRON, P. "Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots", *NBER Macroeconomics Annual 1991*, 141-201, 1991.
- DICKEY, D. A. & FULLER, W. A. "Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74:427-431, 1979.

- DICKEY, D. A. & FULLER, W. A. "The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49:1.057-1.072, 1981.
- DICKEY, D. A. & PANTULA, S. G. "Determining the order of differencing in autoregressive processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 5:455-462, 1987.
- ENGLE, R. F. & GRANGER, C. W. J. "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55:251-276, 1987.
- FGV. *Conjuntura econômica*, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, diversos.
- FULLER, W. A. *Introduction to statistical time series*, New York, John Wiley and Sons, Inc., 1976.
- GIANNINI, C. & MOSCONI, R. "Predictions from unrestricted and restricted VAR models", *Giornale Degli Economisti e Annali di Economia*, 5-6:291-316, ano XLVI, Maggio- Giugno, Università Commerciale Luigi Bocconi, 1987.
- GUIMARÃES, V. D. A. "Comercialização e transmissão de preços de carne de frango no estado de São Paulo", Piracicaba, dissertação de mestrado, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz/USP, 1990, 119p.
- GRANGER, C. W. J. "Some properties of time series data and their use in econometric model specification", *Journal of Econometrics* 16:121-130, 1981.
- . "Developments in the study of cointegrated economic variables", *Oxford Bulletin of Economists and Statistics*, 48(3):213-228, aug 1986.
- GRANGER, C. W. J. & NEWBOLD, P. "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, 2:111-120, 1974.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 2th ed. Macmillan, 1993, 791p.
- HAKKIO, C. S. & MORRIS, C. S. "Vector autoregressions: a user's guide", Research Division, Federal Reserve Bank of Kansas City, nov 1984, 82p.

- IEA. *Informações Econômicas*, Secretaria de Agricultura e Abastecimento, Instituto de Economia Agrícola, São Paulo, diversos.
- INSTITUTO CEPA/SC. Síntese anual da agricultura de Santa Catarina, Florianópolis, Secretaria da Agricultura e do Abastecimento, vários.
- JOHANSEN, S. "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231-254, 1988.
- JOHANSEN, S. "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, 59:1551-1580, 1991.
- JOHANSEN, S. & JUSELIUS, K. "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2):169-210, 1990.
- LIMA, M. A. A. "Mudança tecnológica, organização industrial e expansão da produção de frango de corte no Brasil", São Paulo, dissertação de mestrado, Faculdade de Economia e Administração/USP, 1984, 192p.
- LUCE, F. B. & KARSTEN, R. "Análise competitiva da indústria de frangos do Rio Grande do Sul", *Revista de Administração/USP*, vol. 27(1), 1992.
- MARQUES, P. V. "Economia da integração vertical na avicultura de corte no estado de São Paulo", Piracicaba, livre-docência, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz/USP, 1991.
- MARQUES, P. V. & AGUIAR, D. R. *Comercialização de produtos agrícolas*, São Paulo, Edusp, 1993, 295p.
- MORETTIN, P. A. & TOLOI, C. M. *Previsão de séries temporais*, São Paulo, Atual, 1985, 436p.
- PANTULA, S. G. "Testing for unit roots in time series data", *Econometric Theory*, 5:256-271, 1989.
- PINDYCK, R. S. & RUBINFELD, D. L. *Econometric models and economic forecasts*, 3th. ed., Singapore, McGraw-Hill, 1991, 596p.

- SECRETARIA DA AGRICULTURA E ABASTECIMENTO, DERAL/  
PR. "Acompanhamento da Situação agropecuária do Paraná",  
Curitiba, vários.
- WILLIAMS, C. H. & BEWLEY, R. A. "The transmission of price information  
at queensland cattle auctions", discussion paper, University of New  
South Wales, oct 1991.
- WILLIAMS, C. H. & BEWLEY, R. A. "Price arbitrage between Queensland  
cattle auctions", *Australian Journal of Agricultural Economics*,  
37(1):33-55, 1993.
- ZIRLIS *et alii*. "Integração vertical, custos e receitas na avicultura de corte,  
no estado de São Paulo", *Agricultura em São Paulo*, 37(3):147-  
173, 1990.

## APÊNDICE

TABELA A1

**Testes de raiz unitária,  
modelo sem constante e sem tendência ( $\tau$ )**

Modelo :	$\Delta x_t = \gamma_1 x_{t-1} + \sum_{j=2}^n \gamma_j \Delta x_{t-j-1} + e_t$	$H_0: \gamma_1 = 0$
Variáveis	Defasagens	Valor da Estatística $t$ Q      (G.L.)
PpSP	12	- 1,327      20,79      (27)
PpSC	7	- 1,235      27,99      (30)
	12	- 1,415      22,04      (27)
PpPR	2	- 0,485      30,66      (30)
	12	- 1,408      22,74      (27)

Fonte: dados da pesquisa.

TABELA A2

**Testes de raiz unitária,  
modelo sem constante e sem tendência ( $\tau$ )**

Modelo:	$\Delta \Delta x_t = \sigma_1 x_{t-1} + \sum_{j=2}^n \sigma_j \Delta \Delta x_{t-j-1} + e_t$	$H_0: \sigma_1 = 0$
Variáveis	Defasagens	Valor da Estatística $t$ Q      (G.L.)
PpSP	12	- 3,137*      15,67      (27)
PpSC	7	- 5,180      21,57      (27)
	12	- 3,137*      16,17      (27)
PpPR	2	- 7,347*      28,56      (30)
	12	- 3,345*      17,36      (27)

\* significativo a 1% de probabilidade.

Fonte: dados da pesquisa.

TABELA A3

**Testes de raiz unitária,  
modelo com constante e sem tendência ( $\tau_\mu$ )**

---

Modelo :  $\Delta x_t = \alpha + \gamma_1 x_{t-1} + \sum_{j=2}^n \gamma_j \Delta x_{t-j-1} + e_t$   $H_0: \gamma_1 = 0$

Variáveis	Defasagens	Valor da Estatística <i>t</i>	Q	(G.L.)
PpSP	9	- 1,284	21,80	(27)
	12	- 1,118	19,78	(27)
PpSC	2	- 1,780	27,22	(30)
	12	- 1,659	22,81	(27)
PpPR	2	- 1,679	27,41	(30)
	12	- 1,302	21,09	(27)

---

Fonte: dados da pesquisa.

TABELA A4

**Testes de raiz unitária,  
modelo com constante e sem tendência ( $\tau_\mu$ )**

---

Modelo :  $\Delta \Delta x_t = \alpha + \sigma_1 x_{t-1} + \sum_{j=2}^n \sigma_j \Delta \Delta x_{t-j-1} + e_t$   $H_0: \sigma_1 = 0$

Variáveis	Defasagens	Valor da Estatística <i>t</i>	Q	(G.L.)
PpSP	9	- 4,447*	22,23	(27)
	12	- 3,317**	18,20	(27)
PpSC	2	- 6,601*	27,31	(30)
	12	- 3,383**	18,47	(27)
PpPR	2	- 7,320*	28,88	(30)
	12	- 3,517*	20,06	(27)

---

\* significativo a 1% de probabilidade;

\*\* significativo a 2,5% de probabilidade.

Fonte: dados da pesquisa.

TABELA A5

**Testes de raiz unitária,  
modelo com constante e com tendência ( $\tau_t$ )**

---

Modelo :  $\Delta x_t = \alpha + \beta_1 T + \gamma_1 x_{t-1} + \sum_{j=2}^n \gamma_j \Delta x_{t-j-1} + e_t$   $H_0: \gamma_1 = 0$

Variáveis	Defasagens	Valor da Estatística $t$	Q	(G.L.)
PpSP	9	- 3,178	20,29	(27)
	12	- 2,375	20,52	(27)
PpSC	2	- 3,622***	24,42	(30)
	12	- 2,963	16,80	(27)
PpPR	4	- 3,703***	28,18	(30)
	12	- 2,661	21,02	(27)

---

\*\*\* significativo a 5% de probabilidade.

Fonte: dados da pesquisa.

TABELA A6

**Testes de raiz unitária,  
modelo com constante e com tendência ( $\tau_t$ )**

---

Modelo :  $\Delta \Delta x_t = \alpha + \beta_1 T + \sigma_1 x_{t-1} + \sum_{j=2}^n \sigma_j \Delta \Delta x_{t-j-1} + e_t$   $H_0: \sigma_1 = 0$

Variáveis	Defasagens	Valor da Estatística $t$	Q	(G.L.)
PpSP	9	- 4,372*	22,27	(27)
	12	- 3,276	18,46	(27)
PpSC	2	- 6,569*	27,27	(30)
	12	- 3,371	18,90	(27)
PpPR	4	- 6,509*	23,87	(30)
	12	- 3,787**	20,07	(27)

---

\* significativo a 1% de probabilidade;

\*\* significativo a 2,5% de probabilidade.

Fonte: dados da pesquisa.