



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

CARNE DE FRANGO: UMA ANÁLISE DA RELAÇÃO ENTRE OS PREÇOS DOS PRODUTORES E DE EXPORTAÇÃO¹

Fabiano Dantas²
Celso Leonardo Weydmann³

Resumo: O Brasil é o maior exportador e terceiro maior produtor de carne de frango. Em consequência, é importante o conhecimento da relação dos preços internos e externos. Por meio dos métodos de causação, de Granger, e de cointegração, de Engle e Granger e de Johansen, buscou-se, no presente trabalho, verificar a hipótese da existência de relação de longo prazo entre os preços interno e externo da carne de frango. Os resultados evidenciaram a existência de cointegração nos preços. Conclui-se que os preços recebidos pelos produtores brasileiros de frango podem ser sensíveis ao comportamento dos preços no mercado externo e que os produtores devem preocupar-se com fatores internos que podem distorcer a correspondência entre ambos os preços.

Palavras Chave: carne de frango, cointegração, preços internos, preços externos.

1. Introdução

A produção de frango, no Brasil, é a terceira maior do mundo, estando apenas atrás dos EUA e da China. O estado do Paraná é o maior produtor, visto que respondeu, em 2006, por 22% de toda a produção no país. Grande parte da produção nacional é vendida no mercado externo, a exemplo da produção da região Sul do país, que representa mais de 50% da produção total; e 75% dela é destinado ao mercado externo; o que faz com que o Brasil seja o maior exportador de frango do mundo (ABEF, 2006).

¹ Recebido em 06/03/09; Aceito em 12/05/09.

² Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da UFSC. Email: fabianodantas@hotmail.com.

³ Pós-doutorado pela Purdue University - EUA. Professor do Departamento de Ciências Econômicas da UFSC. Email: celsolw@cse.ufsc.br.

Verifica-se, na Tabela 1, que o volume de exportação de frango no Brasil, de 1998 a 2005, passou por um período de oito anos consecutivos de crescimento. Apesar da queda nas exportações de, aproximadamente, 5% no volume e 9% na receita no ano de 2006⁴, em 2007 foi retomado o crescimento, já que as exportações apresentaram crescimento de 21%.

Tabela 1 – Evolução das exportações brasileiras de frango, 1998 a 2007

Ano	Volume	Receita
1998	612,447	738,925
1999	776,359	892,752
2000	916,094	828,747
2001	1,265,887	1,333,800
2002	1,624,887	1,392,816
2003	1,959,773	1,798,953
2004	2,469,696	2,594,883
2005	2,845,946	3,508,548
2006	2,712,959	3,203,414
2007	3.287.680	4.976.292

Fonte: Abef (Elaboração própria)

Dada a importância do mercado externo para a produção brasileira de frango, torna-se relevante saber se há similaridades nos preços recebidos pelos produtores da carne de frango e nos preços de venda no mercado externo. A lei do preço único estabelece que, a priori, os preços devem convergir, levando em conta os custos de transporte entre os mercados e as variações cambiais, este último para as exportações. Para isso, objetiva-se, neste estudo, determinar a relação existente entre os preços internos e externos da carne de frango. O procedimento é observar a relação entre esses preços, utilizando-se ferramentas econométricas relacionadas com a cointegração.

Seguindo a literatura, que constata a cointegração entre preços internos e externos de produtos agrícolas, a hipótese deste trabalho é que esta exista entre os preços externos e internos da carne de frango brasileira.

⁴ Esta queda, em grande parte, é explicada pelo aparecimento da gripe aviária na Europa e Ásia em 2005.

1.1. O mercado mundial de frango

O mercado mundial de frango tem como principais produtores os Estados Unidos, a China e o Brasil, segundo a Tabela 2.

Tabela 2 – Produção mundial de carne de frango, de 1999 a 2007**
(Mil Toneladas)

ANO	EUA	CHINA	BRASIL	UE	MÉXICO	MUNDO
1999	13.367	8.55	5.526	6.614	1.784	47.554
2000	13.703	9.269	5.977	7.606	1.936	50.097
2001	14.033	9.278	6.736	7.883	2.067	52.303
2002	14.467	9.558	7.517	7.788	2.157	54.155
2003	14.696	9.898	7.843	7.512	2.29	54.282
2004	15.286	9.998	8.494	7.627	2.389	55.952
2005	15.869	10.2	9.2	7.736	2.498	59.092
2006*	16.162	10.35	9.336	7.425	2.61	60.09
2007**	16.413	10.52	9.7	7.53	2.724	61.162
Fonte: USDA/ ABEF			* Preliminar ** Previsão			

Elaboração própria.

A Tabela 2 mostra que Estados Unidos, China, Brasil e União Europeia foram os principais produtores e responderam, em média, por 69,81% da produção mundial. A produção total de frango pode ser dividida em três categorias: frango inteiro, frango em corte e produtos industrializados. No Brasil, a maior parte da produção é comercializada na categoria de frango em corte, que em 2006 constituiu cerca de 62% das exportações de carne de frango, seguida por 34% de frango inteiro e 3% de produtos industrializados. A separação em três categorias pode atuar contra o funcionamento da lei do preço único, já que, para tal, é necessária a comercialização de bens homogêneos.

Na Tabela 3, pode-se destacar que o Brasil se tornou o maior exportador em 2004, seguido pelos Estados Unidos e pela União Europeia.

Tabela 3 – Exportação mundial de carne de frango, de 2000 a 2007**
(Mil toneladas)

ANO	BRASIL	EUA	UE	TAILÂNDIA	CHINA	MUNDO
2000	0.907	2.231	0.774	0.333	0.464	4.856
2001	1.265	2.52	0.726	0.392	0.489	5.527
2002	1.625	2.18	0.871	0.427	0.438	5.702
2003	1.96	2.232	0.788	0.485	0.388	6.023
2004	2.47	2.17	0.813	0.2	0.241	6.055
2005	2.846	2.36	0.755	0.24	0.331	6.791
2006*	2.713	2.454	0.62	0.28	0.35	6.47
2007**	3.203	2.508	0.685	0.28	0.365	6.737
Fonte: USDA/ ABEF			* Preliminar ** Previsão			

Elaboração própria

O Brasil tornou-se o maior exportador de carne de frango a partir de 2004, seguido pelos Estados Unidos. Em 2007, esses dois países foram responsáveis por 84% de toda carne de frango vendida ao mercado internacional.

No caso de importações, Rússia, Japão e União Europeia foram os três maiores compradores. As importações foram menos concentradas que produção e exportação, já que os três maiores importadores responderam, em média, por 43% do total.

1.2. O mercado das exportações brasileiras de frango

A produção da carne de frango no Brasil encontra-se concentrada na região Sul, cuja participação média, entre 2002 e 2007, foi de 55% da produção nacional e 75% da exportação, conforme Tabela 4.

Tabela 4 – Exportação brasileira de carne de frango por estado.
Participação média, 2002 a 2007

Estado	Produção (%)	Exportação (%)
Paraná	22.1	28.29
Santa Catarina	17.72	27.70
Rio Grande do Sul	15.53	23.80
São Paulo	13.39	7.73
Minas Gerais	6.26	3.42
Goiás	3.61	3.35
Mato Grosso do Sul	2.95	2.48
Mato Grosso	1.46	2.11
Outros	16.98	1.09

Fonte: Abef/UBA (Elaboração própria)

Conforme se observa na Tabela 5, a maior parte das exportações do país (57%), em 2006, foi para apenas dois destinos - o Oriente Médio e o Continente Asiático. Cerca de 33% foi destinada a União Europeia, África, Rússia e América do Sul, e os 10% restantes, para outros países.

Tabela 5 – Exportações brasileiras de carne de frango por destinos, em Kg líquidos - 2006

Destino	Exportação	%
Oriente Médio	747,504,295	28.88%
Ásia	738,151,996	28.51%
União Europeia	242,574,985	9.37%
África	288,879,558	11.16%
Rússia	184,761,792	7.14%
América do Sul	131,508,133	5.08%
Outros	255,332,028	9.86%
total	2,588,712,787	100.00%

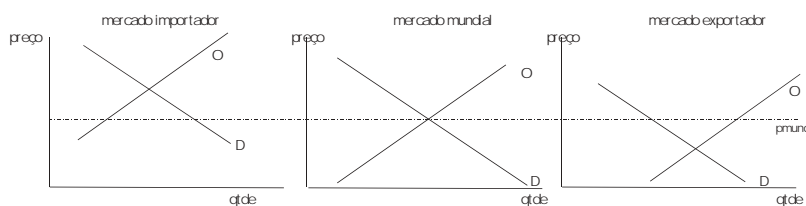
Fonte: Abef (Elaboração própria)

Os volumes exportados de carne de frango superaram os de outras carnes. Segundo a ABEF (2007), a participação da carne de frango no total exportado de carnes foi de 49,8%, enquanto as carnes bovina, suína e de peru contribuíram com 38,3%, 9,2% e 2,7%, respectivamente.

2. Fundamentação teórica - A Lei do Preço Único

Para entender a relação entre o preço externo e o preço interno de um bem, é necessário compreender a lógica básica da formação de preço. Em uma economia aberta, supondo-se que não exista nenhum tipo de restrição à importação ou exportação, não há custos de transação, os bens são homogêneos, a informação no mercado é perfeita, então é gerado um preço interno equiparado ao preço mundial, que é determinado pela interação de oferta e demanda mundial. Supondo-se constante o câmbio, os preços interno e externo, cotados na mesma moeda, tenderiam a ser iguais, caracterizando o que, na teoria econômica, é conhecido como a lei do preço único (GREMAUD et al., 2004). Marçal, Pereira e Santos (2003) trataram desse conceito, ao testar dados brasileiros para a condição da paridade do poder de compra. Em Abreu, Medeiros e Werneck (2006), essa lei é apresentada por meio de gráficos, como no Quadro 1.

Quadro 1 – Representação gráfica da lei do preço único



Fonte: Abreu, Medeiros e Werneck (2006). (Elaboração própria).

Conforme se observa nesses gráficos, caso sejam respeitadas todas as premissas descritas anteriormente, é possível afirmar que existe um preço mundial para determinado bem ou serviço. No caso dessa representação gráfica, o preço corresponde à linha tracejada que atravessa os três gráficos (pmund). O gráfico à esquerda representa um mercado importador, ou seja, dado o preço estabelecido, a quantidade demandada na economia superaria a quantidade ofertada, sendo essa diferença suprida por meio das importações. No gráfico à direita, é apresentado um mercado

exportador, no qual a quantidade ofertada do bem supera a quantidade demandada, sendo essa diferença negociada no comércio internacional.

Essa noção de preço único é simplificadora da realidade, já que os custos de transporte, tais como frete e seguros, entre outros, podem fazer com que os preços internos e externos não sejam iguais. Além disso, as políticas comerciais de cada país são diferentes, visto que apresentam algumas restrições a importações ou exportações, conforme sua necessidade. Ademais, existem as políticas de preços das empresas; e aquelas com maior poder de mercado podem praticar preços que variam ou não, conforme o preço externo, dependendo das estratégias destas.

Apesar da diferença entre os preços, decorrente de todos os fatores citados, não se pode afirmar que não haja nenhum tipo de relação entre eles, ou seja, a diferença entre os dois pode ser relativamente constante (ABREU, MEDEIROS e WERNECK, 2006).

Na literatura econômica, essa relação é amplamente discutida em artigos que buscam indícios de relações estáveis no longo prazo, por meio dos testes de cointegração entre as variáveis estudadas. Por exemplo, Coelho (2004) buscou verificar se ocorreu aumento na influência do preço externo do algodão sobre o preço interno do produto, após a abertura econômica realizada no início da década de 90, dividindo sua amostra em dois períodos. Esse autor chegou à conclusão que o mercado de algodão brasileiro, realmente, foi mais integrado ao mercado mundial na década de 90. Abreu, Medeiros e Werneck (2006) fizeram uma análise de seis commodities diferentes em oito países, buscando indícios a respeito de uma relação existente entre os preços externos e o preço no mercado nacional. Neste artigo, esses autores encontraram relação entre os preços para 29 casos dos 48 possíveis. Por sua vez, Silva et al. (2003), ao analisarem a cointegração entre o preço da soja no Brasil e nos Estados Unidos, concluíram que realmente existe evidência de relação de equilíbrio, no longo prazo, entre os preços da soja nos dois países. No caso da carne de frango, Gomes e Talamini (1992) encontraram evidências por meio de testes de causalidade, em que o preço externo de Granger causa o preço recebido pelo produtor.

Assim, não se pode desconsiderar a possibilidade de existência de relação entre o preço externo e o interno da carne de frango, que é fundamentada na lei do preço único. Neste trabalho, busca-se verificar a existência dessa relação por meio dos testes de cointegração, no método de Engle e Granger, e do teste de Johansen, que são descritos, com maiores detalhes, na seção 3.

3. Métodos e dados

Os dados utilizados para atingir o objetivo proposto no presente trabalho são:

- Preço interno do frango (pin): representado pelo preço médio (média nacional), em reais, recebido pelo produtor em corte por kg, de 1995-01 a 2007-12, coletado no site www.ipeadata.com.br.
- Preço externo do frango (pex): representado pela razão entre a quantidade exportada de frango e a receita recebida pelos exportadores, de 1995-01 a 2007-12, coletado no site da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, e transformado em reais por meio dos dados de câmbio mensal (média do período/venda), também de 1999-01 a 2007/12, coletados no site www.ipeadata.com.br.
- Índice de Preços no Atacado – Oferta Global-Carnes e Pescados (IPA-OG): índice de inflação usado para deflacionar a série de preços internos, à semelhança de Otuki (2007), referente ao período da amostra, 1995-01 a 2007-12, e com base em setembro de 2007.
- Índice de Preços no Atacado dos EUA: utilizado para deflacionar a série de preços externos, referente ao período da amostra, 1995-01 a 2007-12, com base em setembro de 2007.
- Preço do milho: representado pelo preço médio (média nacional), em reais, recebido pelo produtor por kg, da FGV/Agroanalysis, de 1995-

01 até 2007-12, deflacionados pelo índice de preços no atacado, oferta global de grãos e sementes, ambos coletados no site www.ipeadata.com.br.

Apresentados os dados, é necessário que sejam conhecidos os procedimentos e os métodos econométricos utilizados neste trabalho.

3.1. Testes de raiz unitária

Neste trabalho, utiliza-se o argumento do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), no qual, pela hipótese nula (H_0), $\hat{\alpha}=1$. Logo, no caso de a hipótese nula ser rejeitada, a série será estacionária. Este teste baseia-se em três modelos, que são:

$$\text{Modelo1: } \Delta CP_t = \alpha + \beta t + \gamma CP_{t-1} + \sum_j \gamma \Delta CP_{t-1} + \varepsilon_t;$$

$$\text{Modelo2: } \Delta CP_t = \alpha + \gamma CP_{t-1} + \sum_j \gamma \Delta CP_{t-1} + \varepsilon_t;$$

$$\text{Modelo3: } \Delta CP_t = \gamma CP_{t-1} + \sum_j \gamma \Delta CP_{t-1} + \varepsilon_t.$$

O procedimento do teste consiste na escolha das defasagens da primeira diferença da série que serão utilizadas na estimação, com o intuito de eliminar a presença de autocorrelação dos resíduos; em seguida, os termos deterministas são testados, começando pelo modelo 1 até o modelo 3. Os valores críticos utilizados no teste estão descritos no artigo de Dickey-Fuller (1981) e MacKinnon (1991). Simulações indicam que a inclusão de termos deterministas desnecessários reduz a potência do teste (ENDRES, 2004). No entanto, a exclusão de termos deterministas leva sua potência a zero; por conta disso, é fundamental a especificação dos modelos com relação à existência de intercepto e, ou, tendência (ibidem).

Assim, a verificação de presença ou não de raiz unitária é realizada nas séries de preços externos e preços internos, apresentadas, respectivamente, por

$$\text{pex}_t = \beta \text{pex}_{t-1} + u_t \text{ e } \text{pin}_t = \alpha \text{pin}_{t-1} + u_t.$$

3.2. *Previsão entre si dos preços internos e externos: a causalidade preditiva de Granger*

Após o exame da estacionariedade das séries, um teste de causalidade de Granger pode dar indicação da capacidade de previsão dos preços externos pelos preços internos passados ou vice-versa, ou seja, verifica-se se os preços internos passados precedem os externos e vice-versa. Para aplicar o teste, é necessário que as variáveis, ou suas primeiras diferenças, sejam estacionárias e que os termos de erro u_{1t} e u_{2t} não tenham correlação (GUJARATI, 1995). O procedimento do teste de causalidade, de Granger, é basicamente o seguinte:

i) Estimam-se duas regressões: $\text{pin}_t = \sum a_i \text{pex}_{t-i} + \sum b_i \text{pin}_{t-i} + u_{1t}$;

$$\text{pex}_t = \sum c_i \text{pin}_{t-i} + \sum d_i \text{pex}_{t-i} + u_{2t};$$

ii) Se os coeficientes defasados dos preços externos (pext-i) forem, conjuntamente, diferentes de zero na equação dos preços internos (pint), pode-se dizer que pex Granger causa pin . Analogamente, se os coeficientes dos preços internos (pin_{t-i}) forem, conjuntamente, diferentes de zero na equação dos preços externos (pext), pode-se dizer que pin Granger causa pex .

Depois de verificar se as séries tinham raiz unitária e o resultado do teste de Causalidade de Granger, o próximo passo é analisar a existência de cointegração. Essa análise é realizada por meio do método de Engle e Granger (1982), conforme a próxima seção.

3.3. Relação de longo prazo entre preço interno e externo e análise de cointegração, o conceito de cointegração

Dada a relação entre produção e exportação, o preço externo do frango, provavelmente, pode ser apontado como um dos parâmetros para formação do preço interno e produção de frango no país. Essa ligação entre os preços internos, recebidos pelo produtor, e o preço externo, pago ao exportador, não pode ser ignorada, já que a carne de frango, conforme foi citado anteriormente, é um produto com grande representatividade na balança comercial brasileira e na renda de produtores e consumidores.

Esse tipo de estudo é amplamente realizado na literatura econômica; como exemplo, podem-se citar Coelho (2004) e Abreu, Medeiros e Werneck (2006).

O conceito de cointegração apresenta, no caso, duas ou mais séries $I(1)$, ou seja, são estacionárias apenas em sua primeira diferença; existe relação linear entre as séries, que é $I(0)$, ou estacionária em nível; e são cointegradas. Supondo um vetor qualquer x_t , composto por $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$, este será cointegrado de ordem d, b , se:

- (i) Todos os x_1, x_2, \dots, x_n forem integrados de ordem d .
- (ii) Existir um vetor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$, tal que $\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt}$ seja integrado de ordem $(d-b)$, em que $b > 0$.

Suponha-se um vetor Z_t composto por duas variáveis: $Z_t = (Y_t, X_t)$, sendo que

$$Y_t = \mu_{yt} + \varepsilon_{yt} \text{ e } X_t = \mu_{xt} + \varepsilon_{xt},$$

em que μ_{it} é um *random walk*, que representa a tendência na variável i , no período t , e ε_{it} , um componente estacionário (irregular) da variável i , no período t .

Se $\{Y_t\}$ e $\{X_t\}$ forem cointegradas de ordem (1,1), deverão existir valores β_1 e β_2 , e a combinação linear será estacionária.

$$\beta_1 Y_t + \beta_2 X_t = \beta_1 (\mu_{yt} + \varepsilon_{yt}) + \beta_2 (\mu_{xt} + \varepsilon_{xt}). \quad (1)$$

$$= (\beta_1 \mu_{yt} + \beta_2 \mu_{xt}) + (\beta_1 \varepsilon_{yt} + \beta_2 \varepsilon_{xt}). \quad (2)$$

Para haver a combinação linear, o termo $(\beta_1 \mu_{yt} + \beta_2 \mu_{xt})$ deverá desaparecer. Se qualquer uma das tendências aparecesse em (2), isso significaria que a combinação linear, igualmente, teria tendência. Desde que o segundo termo, ou seja, $\beta_1 \varepsilon_{yt} + \beta_2 \varepsilon_{xt}$, seja estacionário, a condição necessária e suficiente para que $\{Y_t\}$ e $\{X_t\}$ fossem cointegradas de ordem (1,1) seria

$$\beta_1 \mu_{yt} + \beta_2 \mu_{xt} = 0.$$

Para detectar a cointegração, podem-se utilizar alguns testes, e os dois normalmente mais utilizados são o processo de três etapas, de Engle e Granger (1982), e o teste de Johansen (1988).

3.3.2. Processo de três etapas, de Engle e Granger

O processo, proposto por Engle e Granger (1982), de três etapas para detecção de cointegração entre duas séries quaisquer consiste no seguinte: supondo $Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_2 Y_t + v_t$:

- i) Verificar a ordem de integração de $\{X_t\}$ e $\{Y_t\}$.
- ii) Estimar a equação com X_t e Y_t , no mesmo nível de integração, e verificar a ordem de integração dos resíduos (v_t). Se $\{X_t\}$ e $\{Y_t\}$ fossem $I(1)$ e $\{v_t\}$ fosse $I(0)$, então $\{X_t\}$ e $\{Y_t\}$ seriam cointegradas.
- iii) Se existisse cointegração, seria estimado mecanismo de correção de erro, que se dá por:

$$\Delta Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 \Delta Y_t + \gamma (Z_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 X_{t-1} - \alpha_2 Y_{t-1}) + w_t,$$

em que o termo entre parênteses representa o resíduo estimado com uma defasagem, ou seja, $vt-1$. O termo γ deve ser estatisticamente significativo e negativo, pois, assim, se o termo $vt-1$ fosse positivo, levar-se-ia a equação para próxima da equação de longo prazo.

No caso do presente trabalho, tem-se a seguinte equação para verificar a existência de cointegração entre as variáveis:

$$pin_t = \alpha_0 + \alpha_1 pex_t + ut,$$

em que pin e pex representam, respectivamente, o preço interno e o preço externo no tempo t , e ut são os resíduos desta equação.

Então, seguindo-se o modelo de três etapas, de Engle e Granger, é necessário verificar: (1) A ordem de integração das duas variáveis; (2) A ordem de integração dos resíduos por meio dos testes de raiz unitária; e (3) A construção de mecanismo de correção de erro, que se apresenta por

$$\Delta pin_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta pex_t + \gamma (pin_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 pex_{t-1}) + wt.$$

3.3.3. *Teste de Johansen*

O teste de Johansen (1988), apesar de sua complexidade em termos teóricos (MARGARIDO, 2004), é bastante utilizado porque, além de revelar a existência ou não de cointegração entre as séries, conforme o procedimento anterior, permite também obter o número de vetores de cointegração entre as variáveis. Além disso, segundo Enders (2004), esse teste evita um dos maiores problemas ocorridos no método de Engle e Granger, por não depender de um sistema de estimação em dois estágios. Por fim, com o avanço tecnológico dos softwares disponíveis, a maioria dos pacotes apresenta o teste em suas ferramentas.

No processo de Johansen, é construído um modelo VAR, que pode ser descrito por $x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + \dots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t$, em que x é o vetor das n variáveis integradas de mesma ordem; A_0 , matriz de interceptos n

x 1 ; A_i , matriz de coeficientes $n \times n$; e ε_t , vetor de termos de erro $n \times 1$.

Observando a equação acima, pode-se observar que cada variável, além de ser função de sua própria defasagem, também depende da defasagem das demais variáveis incluídas no modelo.

O primeiro passo para realização do teste de Johansen é determinar a ordem de defasagens da variável dependente, pois esse procedimento tem como base a hipótese de que, ao se introduzir um número suficiente de defasagens, é possível obter uma estrutura de resíduos estacionários. Para decidir sobre o número de defasagens, utilizam-se os critérios de Akaike e Schwarz.

Em seguida, a equação pode ser descrita pelo vetor de correção de erros, que, segundo Harris (1995), apresenta vantagem no formato por incorporar informações, no curto e longo prazo, por meio das variações na variável dependente.

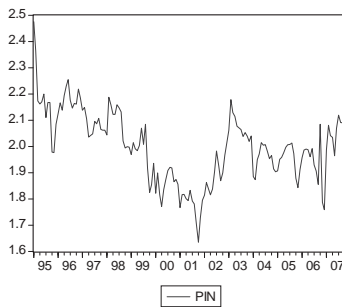
Depois desse passo, é necessário observar o termo que contém os componentes da velocidade de ajustamento dos parâmetros, no curto prazo, e a matriz de coeficientes de cointegração, no longo prazo, que representa as $n-1$ relações de cointegração no modelo multivariado e que assegura que a variável convirja para um equilíbrio no longo prazo.

Os testes do traço e do máximo autovalor, realizados pelo teste de Johansen, ajudam a identificar tanto o número de vetores de cointegração do modelo quanto a inclusão de termos determinísticos. A grande vantagem do teste de Johansen, sobre o método de Engle e Granger, é que, além de ele apresentar existência ou não de cointegração, também apresenta a quantidade de vetores de cointegração existentes.

4. Análise dos resultados

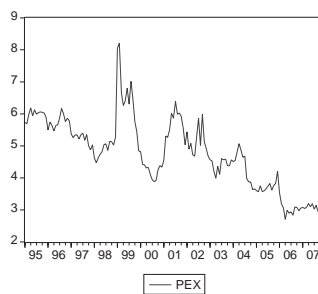
Os gráficos 2 e 3 representam, respectivamente, o preço interno e externo da carne de frango.

Gráfico 2 – Preços internos da carne de frango (PIN), jan/1995 a dez/2007



Fonte: Dados da pesquisa (Elaboração própria)

Gráfico 3 – Preços externos da carne de frango (PEX), jan/1995 a dez/2007



Fonte: Dados da pesquisa (Elaboração própria).

Ao observar os gráficos dos preços, verificam-se alguns pontos comuns no comportamento dos preços interno e externo. É possível perceber tendência de queda nos dois preços, com maior intensidade no caso dos preços externos. As duas séries apresentam grande variação no ano de 1999, possivelmente por causa da desvalorização cambial. Além desse ponto, é possível perceber movimentos comuns, como a valorização entre 2000 e 2001 e desvalorização entre 2005 e 2006, o que indica uma tendência no comportamento das variáveis.

Além dos gráficos, a observação das estatísticas descritivas de cada série de preços permite apreender algumas características importantes. A Tabela 6 apresenta essas estatísticas.

Tabela 6 – Estatísticas descritivas das séries de preços interno e externo da carne de frango, jan/1995 a dez/2007

Estatísticas	pin	pex
média	1.99559	4.76495
mediana	1.997099	4.817264
máximo	2.4755	8.207618
mínimo	1.635507	2.706607
desvio padrão	0.136799	1.115949
assimetria	0.116381	0.114941
curtose	3.181115	2.7436
Jarque-Bera (JB)	0.565373	0.770811
Valor P (JB)	0.753756	0.680175

Fonte: Dados da pesquisa (Elaboração própria)

As estatísticas descritivas dos preços internos e externos confirmam a tendência de queda, no período da amostra. Outro aspecto a ser destacado é a variabilidade medida pelo desvio-padrão das séries; no caso dos preços externos, essa variabilidade é grande, e parte dessa variação pode ser associada à mudança cambial em 1999; nos preços internos, essa variação é de pouco mais de 13%. As duas séries apresentam valor-p não significativo, o que indica boa aproximação da distribuição normal em ambas as séries.

A seguir, de acordo com o procedimento da seção 3, apresentam-se os testes de raiz unitária, realizados por meio do teste ADF, nas séries de preços. Os preços são estacionários apenas em primeira diferença. Esses resultados podem ser melhor observados na Tabela 7.

Tabela 7 – Teste de raiz unitária dos preços internos e externos da carne de frango

Variáveis	defasagem	Estatística ADF	
		valor p	estatística t
pin	nível	-2.579967	-1.082241
pin	1ª diferença	-2.580164	-11.22389**
pex	nível	-2.579967	-1.005949
pex	1ª diferença	-2.580065	-13.06807**

Fonte: Dados da pesquisa (Elaboração própria)

Resta examinar o teste de causalidade de Granger, na Tabela 8, que foi realizado com 2, 4 e 8 defasagens, usando as primeiras diferenças das séries de preços, pois são estacionárias. Os resultados indicam ausência de causalidade nos dois sentidos, ou seja, os preços internos não Granger causam os preços externos, e o contrário também não acontece. Apesar da possível relação existente entre preços internos e externos da carne de frango, não é possível afirmar que um Granger cause outro. Este resultado foi diferente do encontrado por Gomes e Talamini (1992), segundo os quais, com dados da época, é possível afirmar que os preços externos Granger causam os preços ao produtor. A diferença no resultado dos testes pode estar associada às mudanças ocorridas no mercado de frango, nesse intervalo de tempo.

Tabela 8 – Teste de Causalidade, de Granger, dos preços internos e externos da carne de frango

Hipóteses	defasagens	n° de observ.	Estatística F	Prob.
dpex não granger causa dpin	2	153	0.36251	0.69654
dpin não granger causa dpex			0.63697	0.52892
Hipóteses	defasagens	n° de observ.	Estatística F	Prob.
dpex não granger causa dpin	4	151	0.31582	0.86703
dpin não granger causa dpex			0.80704	0.52261
Hipóteses	defasagens	n° de observ.	Estatística F	Prob.
dpex não granger causa dpin	8	147	0.64238	0.74086
dpin não granger causa dpex			0.85275	0.55826

Fonte: Dados da pesquisa (Elaboração própria)

A partir dos testes de raiz unitária e do teste de causalidade, de Granger, parte-se para o objetivo específico deste trabalho, que consiste em analisar a relação entre os preços externos e internos no mercado da carne de frango, por meio dos testes de cointegração.

4.1. Método de Engle e Granger

O primeiro teste de cointegração a ser realizado é o método de Engle e Granger. Para isso, é necessária a utilização da equação exposta no capítulo anterior, a qual relaciona as duas variáveis, cuja estimação está na Tabela 9. A equação apresenta, além dos preços internos e externos da carne de frango, o câmbio mensal e o preço recebido pelo produtor de milho no período da amostra, sendo todas em nível, ou seja, de jan/1995 a dez/2007, já que as duas variáveis são importantes na relação entre preços interno e externo. Isso se dá pelo fato de o milho, segundo UBA (2006/2007), ser o principal ingrediente da ração fornecida aos pintos de corte e de o câmbio influenciar, diretamente, o preço externo da carne de frango.

Tabela 9 – Equação relação preços internos e externos da carne de frango

Variável dependente: PIN		
Variável	Coefficiente	Prob
C	0.293128	0.0000
pex	0.117878	0.0000
cambio	-0.108714	0.0014
milho	1.635874	0.0000
	R ²	0.329043
	R ² ajustado	0.3158
	DW	1.415977

Obs.: variáveis em nível.

Fonte: Dados da pesquisa (Elaboração própria)

Segundo o método de Engle e Granger, os resíduos desta equação devem apresentar ordem de integração inferior às variáveis, ou seja, se os preços se apresentarem como $I(1)$, estacionárias apenas em 1ª diferença, os resíduos da equação deverão ser estacionários em nível. No teste desta afirmação foi utilizado o teste ADF, e o resultado obtido indica cointegração, já que os resíduos realmente se apresentam como $I(0)$, ou seja, estacionários em nível, conforme Tabela 10, abaixo.

Tabela 10 – Teste de raiz unitária dos resíduos da equação relação preços internos e externos da carne de frango

Variáveis	Estatística ADF	
	nível	1ª diferença
resíduo coint	-12.86298**	-12.40775**

** significativo a 1%

Fonte: Dados da pesquisa (Elaboração própria)

Portanto, segundo o método de Engle e Granger, é possível afirmar que os preços interno e externo da carne de frango são cointegrados. Para reforçar o resultado deste teste e dar maior credibilidade à afirmação da existência de cointegração entre as variáveis, é realizado, a seguir, o teste de Johansen.

4.2. Teste de Johansen

No caso do teste de Johansen, é testada a existência de cointegração entre o par de variáveis, ou seja, entre os preços internos e externos da carne de frango, por meio do método descrito na seção anterior, e o resultado obtido está na Tabela 11.

Tabela 11 – Teste de cointegração entre preços internos e externos da carne de frango

Teste	Vi. Crítico	Estatística	p-value
Traço	18.39771	19.72677**	0.0325
Máximo Autovalor	17.14769	12.37343	0.2168

** Indica 2 vetores de cointegração com 5% de significância.

Fonte: Dados da pesquisa (Elaboração própria)

O teste de Johansen também confirma a cointegração entre as variáveis, já que o teste de traço aponta a existência de dois vetores de cointegração entre as séries.

5. Considerações finais

Dadas a importância da carne de frango na balança comercial brasileira e a posição de destaque do país no mercado internacional do produto, este artigo buscou evidências de uma relação entre os preços internos e externos da carne de frango. Essa relação é amplamente estudada em produtos que têm grande aceitação no mercado internacional. Para isso, as séries de preços internos e externos da carne de frango foram submetidas aos testes de causalidade, de Granger, e de cointegração, por meio dos métodos de Engle-Granger e de Johansen.

Os resultados dos testes de cointegração demonstraram a existência de relação estável, no longo prazo, entre os preços interno e externo da carne de frango, característica comumente encontrada no caso dos preços

agrícolas. A não existência de causalidade, de Granger, entre os preços indica que os valores passados dos preços internos não têm informações necessárias para projetar os valores atuais dos preços externos, e vice-versa, o que pode indicar que a relação entre os preços acontece sem defasagem no tempo.

Pode-se concluir que os preços recebidos pelos produtores brasileiros de frango podem ser suscetíveis ao comportamento dos preços nos mercados importadores de carne de frango. Assim, o comportamento do preço externo do frango pode auxiliar o planejamento da produção. Para isso, o produtor deve manter-se atento aos fatores internos que podem distorcer a relação entre os preços externo e doméstico, como a qualidade da carne, que deve ser equivalente ao produto transacionado no mercado externo; a política de preços das empresas processadoras; os custos com fretes e seguros; e ainda os custos de transação, como contratos de venda e de assistência técnica, etc.

Referências

ABREU, M. P. MEDEIROS, M. C. WERNECK, R.L.F. Formação de Preços de Commodities: Padrões de Vinculação dos Preços Internos aos Externos. **Texto para Discussão** n.474, PUC, Rio de Janeiro, 2006.

Associação Brasileira dos Produtores de Milho, ABRAMILHO. Estatísticas.

Associação Brasileira dos Produtores e Exportadores de Frangos, ABEF. Estatísticas.

Associação Brasileira dos Produtores e Exportadores de Frangos, ABEF. Relatório Anual, 2006.

Associação Brasileira dos Produtores e Exportadores de Frangos, ABEF. Relatório Anual, 2007

COELHO, A.B. A Cultura do Algodão e a Questão da Integração entre Preços Internos e Externos. **Revista de Economia Rural**, vol. 42, n.2, 2004.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. A likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econométrica**, v.49, n.4, p. 1057-72, 1981.

ENDERS, W. Applied Econometric Time Series. New York: J. WILEY, 2004.

ENGLE, R. F. Autorregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. **Econometrica**, v.50, n.4, p.987-1007, 1982.

GOMES, M. F. M.; TALAMINI D. J. D. Influência do preço externo no preço interno de Frango. **CT 188/ EMBRAPA-CNPSA**. Santa Catarina. Junho, 1992.

GREMAUD, A. P. et al. **Manual de Economia**. 5ª ed. São Paulo: Saraiva, 2004.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 3ª ed. São Paulo: Pearson, 2000.

HARRIS, R. I. D. **Cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol. 12, 1988.

MACKINNON, J.G. Critical Values for Cointegration Tests in R.F. Engle and C.W.J Granger (eds) Long-Run Economic Relationships. **Readings in Cointegration**, Oxford University Press, Oxford, 1993.

MARÇAL, E. F. PEREIRA, P. L. V. SANTOS, O. C. F. Paridade do Poder de Compra: testando dados brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, vol. 57 n. 1, Rio de Janeiro, jan/mar 2003

MARGARIDO, M. A. Teste de Co-integração de Johansen Utilizando o SAS. **Revista Agricultura em São Paulo**, vol.51, n.1, 2004.

OTUKI, T. Febre Aftosa e Seu Impacto Sobre a Volatilidade dos Preços da Carne Suína e Bovina. Dissertação de Mestrado. PPGE, Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC), Florianópolis, 2007.

SILVA, W. V. SANTO, E. L. SILVA, L. S. C. V. Cointegração entre os preços da soja cotados nos Mercados do Brasileiro e Norte-Americano: Uma Análise Empírica. **Caderno de Pesquisas em Administração**, vol. 10, n° 3, p. 69-78, julho/setembro, 2003.

União Brasileira dos Avicultores, UBA. Relatório Anual, 2006/2007.

Abstract: Brazil is the largest exporter and third largest producer in the chicken meat market. Consequently, it is important to know the relationship between domestic and export prices. Through the Granger causation method and the cointegrating method of Engle and Granger and the Johansen one, this study aims to verify the hypothesis of long-term relationship between both domestic and export prices of chicken meat. The results indicate that prices are cointegrated. The conclusion is that the prices received by the Brazilian producers are possibly sensible to the behavior of world market prices, and therefore they should worried about internal factors which may enlarge differences between both prices.

Key words: chicken meat, cointegrating, internal prices, external prices.

