

TRANSMISSÃO DE PREÇOS ENTRE MERCADOS REGIONAIS DE CARNE DE FRANGO NO BRASIL¹

Leonardo Bornacki de Mattos²

Viviani Silva Lirio³

João Eustáquio de Lima⁴

Antônio Carvalho Campos⁵

Resumo: Custos de transação não-desprezíveis restringem a transmissão de choques de preços entre mercados. O objetivo deste trabalho foi analisar os efeitos desses custos sobre o processo de transmissão de preços no mercado brasileiro de carne de frango inteiro resfriado, no período de 1998 a 2007, por meio da técnica *Threshold Cointegration*. Os resultados indicam presença de significativas barreiras à transmissão de preços entre os mercados, as quais, provavelmente, surgem em decorrência dos custos de transação. Período relativamente longo de tempo é necessário para que os choques de preços sejam eliminados. Constatou-se, também, que o processo de transmissão de preços era assimétrico.

Palavras-chave: integração de mercados, custos de transação, carne de frango, cointegração, *threshold*.

¹ Artigo extraído da tese de doutorado do primeiro autor. Recebido em: 05/09/09; Aceito em: 12/04/10.

² Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER/UFV).
E-mail: lbmattos@ufv.br.

³ Professora do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER/UFV).
E-mail: vslirio@ufv.br.

⁴ Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER/UFV).
E-mail: jelima@ufv.br.

⁵ Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER/UFV).
E-mail: accampos@ufv.br.

1. Introdução

A carne de frango é uma das principais fontes das proteínas de origem animal que são consumidas no Brasil. O consumo *per capita* cresceu, de maneira significativa, nas últimas duas décadas, sobretudo a partir da implantação do Plano Real, em 1994. Nesse ano, a carne de frango passou a ser comercializada, no varejo, a R\$ 1,00⁶. O acesso a esse produto, antes limitado a consumidores com maior poder aquisitivo, foi ampliado, principalmente, à população de baixa renda. O consumo *per capita* passou de 19,2 kg, em 1994, para 41,1 kg, em 2008⁷. No Brasil, a produção de carne de frango concentra-se nos estados das regiões Sul e Sudeste. Entre os cinco estados com maior número de animais abatidos em estabelecimentos sob inspeção sanitária em 2008, três, Paraná (25,6%), Santa Catarina (18,2%) e Rio Grande do Sul (16,3%), estão localizados na região Sul, e dois, São Paulo (15,5%) e Minas Gerais (7,2%), na Sudeste⁸.

A concentração da produção nas regiões Sul e Sudeste parece ter limitado, em algumas regiões, os ganhos de produtividade observados nesse setor. O preço da carne de frango nas regiões Norte e Nordeste, nas quais está localizada a maior parcela da população de baixa renda, foi cerca de 15% maior do que o da média nacional. Normalmente, a dificuldade de transmitir ganhos de produtividade entre mercados espacialmente separados, por meio de preços menores, é atribuída à presença de custos de transação.

O reconhecimento da importância dos custos de transação tem levado à aplicação de novas metodologias que, explicitamente, reconhecem a influência desses custos na integração econômica de mercados espacialmente separados. A cointegração com *threshold* (*Threshold Cointegration*), inicialmente proposta por Balke e Fomby (1997), tem sido a mais utilizada. Alguns exemplos de estudos que fizeram opção por esse método são os de Goodwin e Holt (1999), Goodwin e Piggott

⁶ Preços correntes de 1994.

⁷ Dados do ANUALPEC (2008).

⁸ Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (Tabela 604, disponível em <http://www.ibge.gov.br>).

Leonardo Bornacki de Mattos, Viviani Silva Lirio,
João Eustáquio de Lima & Antônio Carvalho Campos

(2001), Lo e Zivot (2001), Abdulai (2002), Sephton (2003), Meyer (2004), Ben-kaabia *et al.* (2005), entre outros.

No Brasil, embora existam indícios de custos de transação expressivos, sobretudo nos mercados de produtos perecíveis⁹, como os de carnes bovina, suína, de peixe e de frango, entre os estudos que analisam a integração espacial de mercados regionais, apenas o de Mattos *et al.* (2009), no qual se analisou a integração dos mercados de boi gordo nos estados de Minas Gerais e São Paulo, levou em consideração a presença desses custos.

O objetivo geral deste artigo foi analisar os efeitos de custos de transação sobre o processo de transmissão de preços no mercado brasileiro de carne de frango inteiro resfriado, no período de 1998 a 2007. Especificamente, pretendeu-se: a) Estudar a dinâmica espacial e temporal de transmissão de preços entre os mercados; b) Investigar a presença de descontinuidades e assimetrias no processo de transmissão de preços entre os mercados.

Este trabalho foi estruturado em outras três seções, além dessa Introdução. A seção 2, referente à Metodologia, apresenta os modelos empíricos, o procedimento de estimação e os dados utilizados. Na seção 3, são apresentados e discutidos os resultados alcançados. A seção 4, na qual são apresentadas as conclusões, finaliza este estudo.

2. Metodologia

2.1. Modelo empírico e procedimento de estimação

Neste estudo, optou-se pelo uso da técnica de cointegração com *threshold*, que considera a influência de custos de transação na integração dos mercados. O estudo de cointegração com *threshold* foi, inicialmente, desenvolvido por Balke e Fomby (1997), como meio de combinar não-

⁹ O fato de custos de transação serem elevados em mercados de produtos perecíveis foi destacado por Miljkovic e Paul (2001).

linearidade e cointegração, e tem dado origem a vários estudos de natureza aplicada¹⁰. São estimados modelos vetoriais de correção de erro com *threshold* (TVEC), bivariados. Na investigação da existência de assimetrias no processo de ajustamento de preços considera-se a seguinte especificação com três regimes (TVEC₃):

$$\Delta P_t = \begin{cases} \mu^{(1)} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{(1)} \Delta P_{t-i} + \alpha^{(1)} Z_{t-1} + \varepsilon_t^{(1)}, & \text{se } Z_{t-1} < \gamma_1 \\ \mu^{(2)} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{(2)} \Delta P_{t-i} + \alpha^{(2)} Z_{t-1} + \varepsilon_t^{(2)}, & \text{se } \gamma_1 \leq Z_{t-1} \leq \gamma_2 \\ \mu^{(3)} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^{(3)} \Delta P_{t-i} + \alpha^{(3)} Z_{t-1} + \varepsilon_t^{(3)}, & \text{se } Z_{t-1} > \gamma_2 \end{cases} \quad (1)$$

em que P_t é o vetor dos logaritmos naturais dos preços em cada um dos dois mercados; Δ , operador de primeira diferença; $\mu^{(j)}$, vetores-coluna (2×1) de termos constantes; $\Gamma_i^{(j)}$ ($i=1, 2, \dots, k-1$), matrizes (2×2) de parâmetros; $\alpha^{(j)}$, vetores-coluna (2×1) dos coeficientes de ajustamento; Z_{t-1} , desvios da relação de equilíbrio de longo prazo entre os pares de preços defasados em um período, utilizados como termo de correção de erro; $\varepsilon_t^{(j)}$, vetores-coluna dos termos de erro; k , número de defasagens do vetor P_t ; $j=1, 2$ e 3 ; regime de ajustamento dos preços; e γ_1 e γ_2 , parâmetros de *threshold* que delimitam os diferentes regimes de ajustamento de preços.

A estimação do modelo TVEC₃ segue o procedimento proposto por Lo e Zivot (2001). Esses autores combinaram o método de estimação de

¹⁰ Uma revisão dessa literatura foi apresentada por Lo e Zivot (2001).

modelos autorregressivos univariados com *threshold* (TAR models), com dois e três regimes, desenvolvido por Hansen (1999), com a estratégia adotada por Tsay (1998), para estimação de modelos autorregressivos multivariados com *threshold* (TVAR models). O procedimento completo, que envolve especificação, estimação e análises de significância estatística, é realizado em três etapas principais.

Na primeira etapa, faz-se um estudo de estacionariedade das séries de preços, a fim de identificar a ordem de integração destas. Posteriormente, procura-se verificar se os pares de preços são cointegrados. A hipótese nula de não cointegração é testada contra a hipótese alternativa de cointegração linear, ou seja, sem o efeito *threshold*, o que é feito a partir dos procedimentos e testes propostos por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990).

A segunda etapa consiste na obtenção dos parâmetros de *threshold*, $\hat{\gamma}_1$ e $\hat{\gamma}_2$, conforme o procedimento proposto por Balke e Fomby (1997) e aprimorado por Lo e Zivot (2001). Inicialmente, ordenam-se os dados de acordo com o valor da variável de *threshold*, ou seja, Z_{t-1} , em vez de ordená-los através do tempo, dando origem ao que é conhecido, na literatura, como autorregressão “ordenada”. A autorregressão “ordenada” é útil para detectar o tipo do comportamento com *threshold*, devido ao fato de o modelo TVEC ter sua estrutura alterada de acordo com o valor Z_{t-1} . Posteriormente, os parâmetros $\hat{\gamma}_1$ e $\hat{\gamma}_2$ são obtidos a partir da solução do seguinte problema de minimização:

$$(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2) = \text{Minimizar } S_3(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2), \quad (2)$$

em que

$$S_3(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2) = \text{traço} \left[\hat{\Sigma}_3(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2) \right], \quad (3)$$

e $\hat{\Sigma}_3(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2)$ é a matriz de covariâncias dos resíduos do modelo TVEC₃.

A minimização de (3) é feita por meio de uma “grade de busca bidimensional”, dado que $S_3(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2)$ não é diferenciável em γ_i ($i = 1, 2$). Num eixo horizontal, são plotados os valores referentes ao parâmetro a ser obtido, $\hat{\gamma}_1$ ou $\hat{\gamma}_2$, e, num eixo vertical, os valores referentes à variável a ser minimizada. A partir de então, são realizadas estimações sequenciais do modelo TVEC₃, condicionadas aos diferentes valores do parâmetro γ_i , até que $S_3(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2)$ seja minimizada.

No procedimento adotado para determinação de $\hat{\gamma}_1$, são consideradas apenas as observações para as quais $Z_{t-1} < 0$, enquanto para a busca de $\hat{\gamma}_2$, apenas as observações para as quais $Z_{t-1} > 0$. A grade de busca é restrita, de maneira que seja garantido um número mínimo de observações para estimação de cada um dos três regimes. A busca de $\hat{\gamma}_1$ é feita entre 5% e 95% dos maiores (em valores absolutos) termos Z_{t-1} negativos, e a busca de $\hat{\gamma}_2$, entre 5% e 95% dos maiores termos Z_{t-1} positivos¹¹. Depois de encontrados os parâmetros de *threshold*, o modelo TVEC, especificado em (1), é estimado pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários, de maneira condicional aos valores de $\hat{\gamma}_1$ e $\hat{\gamma}_2$.

Na terceira etapa, testa-se a significância estatística da presença do efeito *threshold*. Testa-se a hipótese nula de linearidade (nenhum *threshold*) contra a hipótese alternativa de não-linearidade com dois *thresholds*, por meio da seguinte estatística $LR_{1,3}$ proposta por Lo e Zivot (2001):

¹¹ Esse procedimento também foi adotado, por exemplo, por Hansen e Seo (2002) e Meyer (2004).

$$LR_{1,3} = T \left(\ln \left| \hat{\Sigma} \right| - \ln \left| \hat{\Sigma}_3(\gamma_1, \gamma_2) \right| \right), \quad (4)$$

Como ressaltado por Lo e Zivot (2001), a distribuição assintótica da estatística LR é não convencional, uma vez que envolve parâmetros que estão presentes apenas sob a hipótese alternativa. Nesse caso, métodos de *bootstrap* devem ser utilizados, para que os p-valores possam ser computados. Utiliza-se o procedimento proposto por Lo e Zivot (2001), que consiste em uma adaptação, em análises multivariadas, do algoritmo utilizado por Hansen (1999), no caso univariado¹².

Neste estudo, também são apresentadas estimativas para as meias-vidas, que indicam o tempo necessário para que metade dos desvios, em relação ao equilíbrio de longo prazo, seja eliminada. Seguindo Ben-Kaabia *et al.* (2005), a meia-vida (mv), para o j-ésimo regime, é calculada de acordo com a seguinte expressão:

$$mv = \left[\ln(0,5) / \ln(\rho^j) \right], \quad (5)$$

em que ρ^j é o coeficiente autorregressivo de primeira ordem do j-ésimo regime.

Todas as estimativas apresentadas neste estudo foram obtidas por meio do *software* Eviews¹³.

¹² O algoritmo encontra-se descrito em Hansen (1999, p. 566).

¹³ As rotinas construídas para estimação dos modelos TVEC encontram-se disponíveis com os autores.

2.2. Definição, descrição e fonte dos dados

Foram utilizadas séries de preços diários do frango inteiro resfriado no mercado atacadista, uma vez que a arbitragem espacial, que é o fator que conduz os mercados regionais à integração, ocorre nessa etapa da comercialização. A função do atacadista é exercida pelo próprio produtor, qual seja, as empresas processadoras da carne. Na outra ponta do canal de distribuição está o varejo, cujas atividades são desempenhadas, geralmente, pelos supermercados. Portanto, “preço no atacado” é o preço estabelecido no processo de negociação entre as empresas processadoras e os supermercados.

Foram consideradas as praças que apresentavam maior potencial de comercialização e para as quais haviam dados disponíveis, em nível atacadista, da carne de frango resfriado, como São Paulo (SP), Descalvado (DE), Porto Alegre (PA), Litoral Catarinense (SC), que inclui os municípios de Itajaí e Florianópolis; Oeste Paranaense (OP), que inclui os municípios de Toledo, Cascavel, Palotina e Medianeira; Ponta Grossa (PG); Belo Horizonte (BH); Goiânia (GO); Fortaleza (FO); Recife (RE); e Belém (BE). A localização dessas praças, no território brasileiro, é apresentada no Mapa 1. Em conjunto, os estados nos quais essas praças estão localizadas respondiam por cerca de 90% da produção interna de carne de frango.

Os dados, de periodicidade diária, cobrem o período de 2 de janeiro de 1998 a 20 de junho de 2007, perfazendo um total de 2.339 observações, e têm como fonte a Consultoria Safras & Mercado (www.safras.com.br).

Leonardo Bornacki de Mattos, Viviani Silva Lirio,
João Eustáquio de Lima & Antônio Carvalho Campos



Mapa 1 - Localização das principais praças de comercialização de carne de frango no Brasil¹⁴

Fonte: Elaborado pelos autores.

3. Resultados e discussão

A estimação dos modelos $TVEC_3$ foi precedida por três etapas.

A primeira diz respeito à análise de estacionariedade e, conseqüentemente, da ordem de integração das séries de preços, tomadas nos seus logaritmos naturais, o que foi feito por meio dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Os resultados indicaram que essas são séries estacionárias em primeira diferença e, portanto, integradas de ordem um $[I(1)]$.

¹⁴ Distâncias entre o município de São Paulo e cada uma das praças: Deslvaldo, 241 km; Ponta Grossa, 505 km; Belo Horizonte, 578 km; Litoral Catarinense, 649 km; Oeste Paranaense, 892 km; Goiânia, 924 km; Porto Alegre, 1.107 km; Recife, 2.664 km; Belém, 2.968 km; Fortaleza, 3.113 (Guia 4 Rodas Rodoviário 2007).

Por tratar-se de uma análise bivariada, a segunda etapa consistiu na determinação do mercado que será considerado como central e, portanto, formador de preços. Seguindo o estudo de Asche *et al.* (1999), em caráter complementar ao critério de maior volume de comercialização, utilizou-se o teste de exogeneidade fraca¹⁵, que se sustenta na pressuposição que, se determinado mercado for formador de preços, o preço nesse mercado não deverá ser influenciado pelo preço dos demais. O resultado do teste de exogeneidade fraca definiu a praça da cidade de São Paulo como fracamente exógena, ratificando a escolha do mercado de maior volume de comercialização como formador de preços.

A terceira etapa, por sua vez, baseou-se na busca de relação de cointegração entre o preço praticado em São Paulo e em cada uma das demais praças. Para isso, foram realizados os testes de cointegração do Traço e do Máximo Autovalor, ambos propostos por Johansen (1988)¹⁶. De acordo com os resultados do teste do Traço, todas as séries de preços, individualmente, são cointegradas com o preço de São Paulo, a 5%, enquanto, a 1%, não há cointegração entre os preços de São Paulo e Fortaleza. Os resultados do teste do Máximo Autovalor, por sua vez, indicam que todas as séries de preços, individualmente, são cointegradas com o preço de São Paulo, a 1%, com exceção da praça de Fortaleza, para a qual não há cointegração nem mesmo a 5%.

Identificada a existência de cointegração entre as séries de preços, pôde-se dar prosseguimento à estimação do modelo TVEC, que foi feita segundo o método dos Mínimos Quadrados Ordinários Sequenciais Condicionados.

A primeira etapa do procedimento diz respeito à obtenção de estimativas para os dois parâmetros de *threshold* ($\hat{\gamma}_1$ e $\hat{\gamma}_2$). Os coeficientes estão associados aos choques negativos nas relações de equilíbrio de longo prazo entre São Paulo e cada um dos demais mercados, e os coeficientes $\hat{\gamma}_2$, aos choques positivos. Choques negativos ($z_t < 0$) ocorreram

¹⁵ A condição de exogeneidade fraca é apresentada no Teorema 8.1, em Johansen (1995, p. 122).

¹⁶ Resultados semelhantes foram obtidos por meio do teste de cointegração, de Engle e Granger (1987).

quando houve aumentos do preço em São Paulo, em relação ao preço na i -ésima praça. De maneira análoga, choques positivos ($z_t > 0$) ocorreram quando houve reduções do preço em São Paulo, em relação ao preço em cada um dos demais mercados.

Considerar a hipótese da existência de custos de transação que dificultavam a transmissão de preços implica considerar, também, que choques relativamente pequenos, cujos valores estejam entre o intervalo definido pelos parâmetros $\hat{\gamma}_1$ e $\hat{\gamma}_2$, não foram transmitidos entre os mercados ou, então, que foram transmitidos numa velocidade menor que a velocidade com a qual ocorreu a transmissão dos choques que ultrapassaram os limites impostos por esses parâmetros. Assim, quanto maior a magnitude dos parâmetros $\hat{\gamma}_1$ e $\hat{\gamma}_2$, maiores serão os obstáculos à transmissão de preços.

A investigação de assimetrias no processo de transmissão de preços baseia-se, inicialmente, na comparação dos valores, em termos absolutos, dos coeficientes $\hat{\gamma}_1$ e $\hat{\gamma}_2$ estimados. Discrepâncias entre tais valores sugerem maiores impedimentos numa direção que em outra e, portanto, que o processo de transmissão de preços ocorreu de maneira assimétrica.

A estimação dos parâmetros de *threshold* requer que seja especificado, para cada mercado, um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), a partir do qual é estimado o modelo TVEC₃. Tendo em vista que se trata de modelos bivariados, sendo o preço do frango em São Paulo e em cada uma das praças a única variável, a especificação dos modelos VEC consiste, basicamente, na escolha do número de defasagens das variáveis. Neste estudo, adota-se, inicialmente, o número indicado pelo Critério de Informação de Akaike (AIC). Caso seja constatada presença de autocorrelação nos resíduos, acrescentam-se novas defasagens até que os resíduos deixem de ser autocorrelacionados¹⁷. Os parâmetros de *threshold*, estimados para os mercados regionais considerados, são apresentados na Tabela 1.

¹⁷ A presença de autocorrelação é verificada pelo teste do Multiplicador de Lagrange, de Breusch-Godfrey, em nível de significância de 1%.

Tabela 1 – Estimativas dos parâmetros de *threshold* ($\hat{\gamma}_1$ e $\hat{\gamma}_2$)

Praças ⁽¹⁾	Threshold 1 ($\hat{\gamma}_1$)	Threshold 2 ($\hat{\gamma}_2$)
Belém	-0,02047	0,15272
Belo Horizonte	-0,03220	0,02435
Descalvado	-0,01019	0,01199
Goiânia	-0,01729	0,11646
Litoral Catarinense	-0,11805	0,09086
Oeste Paranaense	-0,12798	0,16342
Ponta Grossa	-0,09899	0,14918
Porto Alegre	-0,08483	0,11324
Recife	-0,01529	0,13180

Fonte: Resultados da pesquisa.

⁽¹⁾Fortaleza não foi incluída porque o preço nessa praça não é cointegrado com os demais.

A primeira conclusão à qual se chega a partir dos valores apresentados na Tabela 1 é de que os mercados podem ser divididos em dois grupos, segundo os valores de $\hat{\gamma}_1$.

Um grupo seria composto pelas praças de Descalvado, Goiânia, Recife, Belém e Belo Horizonte, nas quais foram obtidos os menores valores, em termos absolutos, do parâmetro $\hat{\gamma}_1$, o que indica menores empecilhos para que aumentos relativos de preços, em São Paulo, sejam transmitidos para esses mercados.

No que se refere a Descalvado e Belo Horizonte, o resultado é coerente, uma vez que estas são praças próximas do mercado central. Os valores de $\hat{\gamma}_1$ encontram-se entre -0,010 e -0,032 e indicam que choques acima de 1% do preço médio, em Descalvado, e acima de 3,2% do preço médio, em Belo Horizonte, foram transmitidos de maneira diferente dos choques inferiores a esses percentuais.

Quanto a Belém e Recife, deve-se frisar que estas estão localizadas em estados com pouca ou mesmo nenhuma expressividade na produção de carne de frango¹⁸. A reduzida oferta desse tipo de carne pode, além de conferir maior poder de mercado às empresas processadoras, justificar a entrada, nessas praças, de produtos oriundos de outros mercados. Nesse último caso, além de produtos, os mercados de Recife e Belém importariam, também, choques de preços.

As praças de Oeste Paranaense, Litoral Catarinense, Ponta Grossa e Porto Alegre formariam o segundo grupo, caracterizado pelos maiores valores, em termos absolutos, dos coeficientes $\hat{\gamma}_1$. Maiores valores de $\hat{\gamma}_1$ significam que esses eram os mercados onde os preços do frango resfriado estavam mais protegidos contra aumentos de preços em São Paulo. Os valores de $\hat{\gamma}_1$ ficaram entre -0,084 e -0,127 e indicaram que os choques de preços que ultrapassaram 8,4% do preço médio, em Porto Alegre, e cerca de 13%, no Oeste Paranaense, foram transmitidos de maneira diferente daqueles que não transpunham tais percentuais.

Quanto aos coeficientes $\hat{\gamma}_2$ estimados, verifica-se que as praças onde os preços estavam mais protegidos de eventuais reduções de preços em São Paulo foram Oeste Paranaense, Belém, Ponta Grossa e Recife. Especificamente, os valores estimados indicam que apenas reduções de preços que ultrapassaram o limite de 16% do preço médio no Oeste Paranaense, de cerca de 15% em Belém e Ponta Grossa e de 13% no Recife foram transmitidas para os preços praticados nessas praças. Espera-se que choques inferiores a esses percentuais não sejam transmitidos ou sejam transmitidos de maneira mais lenta que os demais. Os mercados de Belo Horizonte e Descalvado, dois dos mais próximos de São Paulo, apresentaram os menores valores de $\hat{\gamma}_2$ e, portanto, os menores custos para transmitir reduções de preços oriundas na capital paulista.

¹⁸ Juntos, os Estados de Pernambuco e Pará produziram, em 2007, 3,6% do total nacional de carne de frango, segundo dados da APINCO, apresentados no Anualpec (2008).

Se for considerado que custos de transação são positivamente associados às distâncias entre as praças e o mercado central, os resultados referentes às estimativas $\hat{\gamma}_2$ são coerentes, no que se refere às praças de Belém, Recife, Descalvado e Belo Horizonte. Entretanto, essa hipótese não é válida para as praças de Ponta Grossa e Oeste Paranaense, cujos parâmetros $\hat{\gamma}_2$ deveriam ser inferiores aos observados para mercados mais distantes de São Paulo, como, por exemplo, Goiânia. Chama-se atenção, também, para a praça do Litoral Catarinense. Apesar de a distância entre esta praça e a de São Paulo ser pouco maior que a distância que separa a capital mineira do mercado central, nota-se diferença significativa entre o valor de $\hat{\gamma}_2$ obtido para Belo Horizonte (0,024) e o encontrado para o Litoral Catarinense (0,098).

De maneira geral, os resultados referentes a $\hat{\gamma}_1$ e $\hat{\gamma}_2$ sugerem que as praças do Litoral Catarinense, Porto Alegre e, principalmente, Ponta Grossa e Oeste Paranaense apresentaram barreiras aos choques de preço ocorridos no mercado central, além daquelas impostas pelos elevados custos de transação, decorrentes, sobretudo, dos custos relativos ao frete. Dois fatos, comuns a essas praças, podem justificar esses resultados, quais sejam, a elevada produção de carne de frango nos estados onde estão localizadas e a menor dependência do mercado interno, quando comparado aos demais.

As praças em referência estão localizadas nos estados do Paraná, maior produtor nacional de carne de frango, Santa Catarina, segundo maior produtor, e Rio Grande do Sul, quarto maior produtor, atrás apenas de Paraná, Santa Catarina e São Paulo. Nesses estados estão, portanto, os maiores potenciais de oferta de carne de frango.

Mediante aumentos de preços relativos em São Paulo, é possível que as firmas, com o objetivo de conquistarem parcelas de mercado (*market-share*) cada vez maiores, tenham decidido rivalizar entre si, o que contribuiu para que aumentos de preços fossem dificultados. Esse

*Leonardo Bornacki de Mattos, Viviani Silva Lirio,
João Eustáquio de Lima & Antônio Carvalho Campos*

comportamento das processadoras implica que, quando uma firma aumentava o preço de seu produto, as demais não a acompanhavam ou agiam no sentido oposto.

No entanto, a concentração da produção nesses estados poderia conferir maior poder de negociação às integradoras, em detrimento dos supermercados, o que inibiria as reduções de preços em nível atacadista. Nesse caso, mediante reduções de preços em São Paulo, as firmas decidiriam pela cooperação, o que significa que a decisão de uma (ou mais) era acompanhada pelas demais.

Quanto à importância do mercado interno, os dados apresentados na Tabela 2 indicam que os estados de Santa Catarina, Paraná e Rio Grande do Sul detinham a maior parcela de suas respectivas produções ao mercado externo e, portanto, menor parcela ao mercado interno.

Constata-se, a partir dos valores apresentados na Tabela 2, que, além de os estados de Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul serem os que mais contribuía para as exportações nacionais de carne de frango, a parcela da produção que esses estados destinavam ao mercado externo era significativamente superior à média nacional, o que conferia menor dependência em relação à demanda interna. Santa Catarina, por exemplo, exportava cerca de 48% de sua produção, percentual maior que a média nacional, de 29%.

Tabela 2 – Exportações de carne de frango por Unidades da Federação, em toneladas, em 2006

Unidades da Federação	Quantidade Exportada (toneladas)	Parcela exportada da produção (%)	Participação nas exportações nacionais (% do total nacional)
Santa Catarina	757.873,17	47,94	27,94
Paraná	751.248,23	36,10	27,69
Rio Grande do Sul	609.731,76	45,71	22,47
São Paulo	193.476,18	12,60	7,13
Minas Gerais	103.499,65	14,99	3,82
Goiás	97.595,93	21,93	3,60
Mato Grosso do Sul	94.639,01	40,60	3,49
Mato Grosso	59.977,33	31,94	2,21
Distrito Federal	41.455,86	32,82	1,53
Subtotal	2.709.497,15	32,99	99,87
Outros com SIF	3.461,57	0,30	0,13
Total Brasil	2.712.958,72	29,00	100,00

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados da ABEF (2006).

As estimativas dos parâmetros de *threshold*, obtidas para essas praças, provavelmente não devem mensurar apenas os custos de transação, mas também outros fatores que conferiam certo grau de autonomia a esses mercados em relação ao mercado central. A maior inserção no mercado externo e os expressivos níveis de produção de carne de frango, observados nesses Estados, podem ser alguns desses fatores.

Quanto à presença de assimetrias no processo de transmissão de preços, os valores apresentados na Tabela 1, na maior parte dos casos, dão suporte à existência de tal característica. Verifica-se que, em termos absolutos, os valores de $\hat{\gamma}_2$ eram, geralmente, maiores que os de $\hat{\gamma}_1$, o que indica que, nesses mercados, era mais fácil transmitir aumentos de preço de São Paulo para os demais mercados, do que transmitir reduções de preços.

As maiores discrepâncias entre os parâmetros $\hat{\gamma}_1$ e $\hat{\gamma}_2$ referem-se aos mercados de Recife e Belém, que são os mais distantes de São Paulo e para os quais se esperavam os maiores custos de transação. Maiores custos de transação, por sua vez, implicavam menores possibilidades de arbitragem e, assim, maior poder de mercado das firmas que atuavam nessas praças. Essa constatação é coerente com a possibilidade de cooperação entre as firmas, que, devido à reduzida oferta de carne de frango nesses estados, ocorreria tanto mediante reduções quanto aumentos de preços em São Paulo.

Quanto à análise de significância estatística do efeito *threshold*, concluiu-se, a partir das estatísticas LR_{13} , que a hipótese nula de linearidade apenas não poderia ser rejeitada para o mercado do Litoral Catarinense, para o qual a especificação linear (VEC) era mais adequada que a não-linear imposta pelo TVEC, uma vez que a hipótese nula poderia ser rejeitada nos níveis de significância de 1%, 5% ou 10%¹⁹.

Embora alguns dos resultados apresentados na Tabela 1 apontem na direção de assimetrias no processo de transmissão de preços em algumas das praças consideradas, maiores inferências a respeito desse assunto deveriam ser subsidiadas pelas estimativas das meias-vidas, que eram calculadas a partir dos coeficientes autorregressivos de primeira ordem, referentes a cada um dos três regimes²⁰. Na Tabela 3 são apresentados, exceto para a praça do Litoral Catarinense, cujo modelo TVEC não é o mais indicado, os coeficientes autorregressivos e as meias-vidas.

¹⁹ Por restrição de espaço, os resultados não são apresentados. Entretanto, encontram-se disponíveis em Mattos (2008).

²⁰ No cálculo da meia-vida foram considerados apenas os coeficientes estatisticamente significativos nos níveis de 1%, 5% ou 10%. Para a relação entre o coeficiente autorregressivo e a meia-vida, ver, por exemplo, Ben-Kaabia et al. (2005).

Tabela 3 – Estimativas dos coeficientes autorregressivos de primeira ordem e das meias-vidas, a partir de modelos TVEC

Praças	Regime 1		Regime 2		Regime 3	
	$(\hat{\rho}^1)$	Meia-vida (dias)	$(\hat{\rho}^2)$	Meia-vida (dias)	$(\hat{\rho}^3)$	Meia-vida (dias)
Belém	0,9830	40,5	1,0	-----	0,8951	6,3
Belo Horizonte	0,7284	2,2	0,9511	13,8	0,8822	5,5
Descalvado	0,9332	10,0	1,0	-----	0,9157	7,88
Goiânia	0,9593	16,7	1,0	-----	0,9632	18,5
Oeste Paranaense	0,6843	1,8	0,9739	26,3	0,6886	1,8
Ponta Grossa	0,8457	4,1	0,9780	31,3	0,6849	1,8
Porto Alegre	0,9883	58,9	0,9857	48,3	1,0	-----
Recife	0,9711	23,7	0,9468	12,7	1,0	-----

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (1) meia-vida do j -ésimo regime calculada pela expressão $mv =$

$$\left[\ln(0,5) / \ln(\hat{\rho}^j) \right], \text{ em que } \rho^j = 1 + \beta^j \alpha^j = 1 + [1 - \beta_2] \left[\begin{array}{l} \alpha^j_{\text{praça}} \\ \alpha^j_{\text{são paulo}} \end{array} \right] = 1 + \alpha^j_{\text{praça}} - \beta_2 \alpha^j_{\text{são paulo}}$$

Como se pode observar, os resultados referentes a Belém indicam que, no regime 1, houve uma situação próxima à de segmentação dos mercados, já que o coeficiente autorregressivo ficou muito próximo da unidade, sendo necessários cerca de 41 dias para que metade dos desvios do equilíbrio fosse eliminada, o que, se considerados apenas os dias úteis, representava cerca de oito semanas. Apesar de a meia-vida calculada para o regime 3 ser relativamente pequena, esse regime continha apenas cerca de 5% das observações.

Resultados para as praças de Recife e Porto Alegre foram os mesmos quando ocorreram reduções no preço em São Paulo (regime 3). O coeficiente autorregressivo indica que os preços não eram cointegrados. Quando os choques foram negativos, também se verificou uma situação em que os mercados aparentavam ser segmentados, dados os elevados valores das meias-vidas, especialmente no que diz respeito a Porto Alegre.

De maneira geral, os resultados mostram que os coeficientes autorregressivos, relativos ao regime 2, no qual estavam concentradas as observações, foram, se não iguais a 1, muito próximos, o que implica elevados valores para as meias-vidas. Ratifica-se, portanto, a presença de custos de transação que definiam um intervalo no qual os choques ou não eram transmitidos, ou o eram, de maneira mais lenta. Goodwin e Piggott (2001) ressaltaram que “the recognition of threshold behavior should result in faster adjustments toward equilibrium when shocks result in differentials that are outside the neutral band” (GOODWIN; PIGGOTT, 2001, p. 305).

Em linhas gerais, os valores de meias-vidas obtidos podem ser considerados elevados, o que ratifica as dificuldades de os preços se ajustarem a eventuais desvios do equilíbrio, o que, provavelmente, ocorreu em razão de custos de transação.

4. Conclusões

As estimativas dos custos que devem ser incorridos para transmitir choques de preços entre os mercados indicam presença de significativas barreiras à transmissão de preços entre os mercados, o que, provavelmente, surgiu em consequência dos custos de transação. Aparentemente, esses custos decorreram, principalmente, dos custos relativos ao frete, uma vez que, quase sempre, estavam associados à distância entre o mercado central e cada uma das demais praças. As exceções ocorreram com as praças do Litoral Catarinense, Porto Alegre e, principalmente, do Oeste Paranaense e Ponta Grossa, todas localizadas na região Sul do Brasil.

Os parâmetros de *threshold* estimados e as meias-vidas calculadas indicam que o processo de transmissão de preços entre os mercados foi assimétrico. Constatou-se que era mais fácil transmitir aumentos de preços ocorridos em São Paulo aos demais mercados, do que transmitir as reduções de preços. As meias-vidas eram, quase sempre, elevadas, o

que mostra a necessidade de período relativamente longo de tempo para que os choques de preços fossem eliminados.

As estimativas obtidas para os parâmetros de *threshold* são importantes subsídios para avaliar as possibilidades de arbitragem no mercado de carne de frango inteiro resfriado, uma vez que esses parâmetros são boas aproximações para os custos de transação existentes.

As estimativas para os custos de transação ($\hat{\gamma}_2$) indicam dificuldades de transferir eventuais ganhos de produtividade entre os mercados. Espera-se, por exemplo, que apenas quando o preço em São Paulo for reduzido num percentual acima de 15% do preço médio em Belém, os agentes sejam incentivados a comercializarem o frango resfriado, mais barato, na praça paraense. Reduções no custo de produção desse tipo de carne, que ocorreram ou chegarem até o mercado paulista, somente beneficiariam a população paraense, caso elas superassem o percentual anteriormente mencionado.

Embora os modelos utilizados neste artigo levem em conta os efeitos dos custos de transação sobre a integração dos mercados e, portanto, superem algumas das limitações dos estudos já realizados no Brasil, eles não estão livres de críticas. Contra os modelos TVEC pesa a falta de um teste específico para análise de significância estatística dos parâmetros de *threshold* estimados. Soma-se, ainda, o fato de tais modelos serem restritos a análises bivariadas, que envolvem apenas pares de preços, como feito neste estudo, e não permitem a inclusão de outras séries de preços ou até mesmo de outras variáveis.

Em estudos futuros, relativos ao mercado de carne de frango ou a outra *commodity* agropecuária, sugere-se a utilização do teste, proposto por Lo e Zivot (2001), para definição do número de regimes do modelo TVEC.

Referências

ABDULAI, A. Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market. **Applied Economics**, v. 34, p. 679-687, 2002.

ABEF. Associação Brasileira de Produtores e Exportadores de Frango. **Relatório Anual**. São Paulo, 2006. Disponível em: <<http://www.abef.com.br>>. Acesso em 02 out. 2007.

ANUALPEC 2008. **Anuário da Pecuária Brasileira**. São Paulo: Instituto FNP, mai. 2008. 368 p.

ASCHE, F.; BREMNES, H.; WESSELLS, C. R. Product aggregation, market integration, and relationships between prices: an application to world salmon markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, n. 3, p. 568-581, august 1999.

BALKE, N.S.; FOMBY, T.B. Threshold Cointegration. **International Economic Review**, v. 38, n. 3, p. 627-645, Aug. 1997.

BEN-KAABIA, M.; GIL, J.M.; AMEUR, M. Vertical integration and non-linear price adjustments: the Spanish poultry sector. **Agribusiness**, v. 21, n. 2, p. 253-271, 2005.

ENGLE, R. F; GRANGER, C. W. Co-integration and Error-correction: Representation, Estimation and Testing . **Econometrica**, v. 55, p. 251-76, 1987.

GOODWIN, B. K.; HOLT, M. T. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, n. 3, p. 630-637, Aug. 1999.

GOODWIN, B. K.; PIGGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 2, p. 302-317, May 2001.

GUIA 4 RODAS RODOVIÁRIO 2007. Editora Abril S/A. CD-rom. Versão 3.0.

HANSEN, B.E. Testing for linearity. **Journal of Economic Surveys**, v. 13, n. 5, p. 551–576, 1999.

HANSEN, B.E.; SEO, B. Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. **Journal of Econometrics**, v. 110, n. 9, p. 293-318, 2002.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economics Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models**. Nova York: Oxford University Press Inc., 1995. 267p.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, p. 169-209, 1990.

LO, M.C.; ZIVOT, E. Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price. **Macroeconomic Dynamics**, v. 5, n. 4, p. 533-576, 2001.

MATTOS, L. B. **Efeitos de custos de transação sobre a integração espacial de mercados regionais de carne de frango no Brasil**. 162 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia Rural. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa-MG, 2008.

MATTOS, L. B.; LIMA, J. E.; LIRIO, V. S. Integração espacial na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 47, n. 1, p. 249-274, 2009.

*Leonardo Bornacki de Mattos, Viviani Silva Lirio,
João Eustáquio de Lima & Antônio Carvalho Campos*

MEYER, J. Measuring market integration in the presence of transaction costs: a threshold vector error correction approach. **Agricultural Economics**, v. 31, n. 21, p. 327-334, 2004.

MILJKOVIC, D.; PAUL, R. Product aggregation, market integration, and relationships between prices: an application to world salmon markets: comment. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 4, p. 1087-1089, Nov. 2001.

SEPHTON, P.S. Spatial market arbitrage and threshold cointegration. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 85, n. 4, p. 1041-1046, Nov. 2003.

TSAY, R. S. Testing and modeling multivariate threshold models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 93, p. 1188-1202, 1998.

Abstract: Non-negligible transaction costs restrict the transmission of price shock between markets. The aim of this work was to analyze the effects of transaction costs on the spatial integration of the internal market for chicken meat, from 1998 to 2007. The applied methodology was based on the Threshold Cointegration Analysis. The results indicate the presence of significant barriers to the price transmission between the markets, existing probably due to the transaction costs. Prices are not very sensitive to eventual deviations of the long run equilibrium. It could also be noted that a relatively long period is necessary to eliminate price shocks, and the price transmission process is asymmetric.

Keywords: market integration, transaction costs, chicken meat, cointegration, threshold.

