

TAXA DE CÂMBIO E PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DA CARNE DE FRANGO EM SANTA CATARINA

Eliane Pinheiro de Sousa¹
Airtton Lopes Amorim²
Daniel Arruda Coronel³

Área Temática: 9. Métodos Quantitativos

Resumo

Este artigo buscou analisar os efeitos das variações na taxa de câmbio real sobre os preços de exportação da carne de frango catarinense. O período considerado contempla janeiro de 1989 a janeiro de 2011, sendo que a análise foi realizada para dois subperíodos, em que o primeiro vigora a taxa de câmbio real fixa e o segundo, a partir de janeiro de 1999, com predomínio da taxa de câmbio flutuante. Utilizaram-se dados mensais provenientes do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Os métodos empregados compreendem: testes de raiz unitária, de causalidade de Granger e de cointegração de Johansen; decomposição da variância dos erros de previsão e função impulso-resposta; estimação e análise do modelo vetorial de correção de erro (VEC). Os resultados demonstraram que não há relacionamento de longo prazo entre as variáveis estudadas quando prevalece a taxa de câmbio real fixa. Entretanto, sob o regime de câmbio flutuante, os testes econométricos indicaram que variações na taxa de câmbio real são repassadas completamente para os preços de exportação da carne de frango catarinense. O teste de causalidade de Granger indica que variações das taxas de câmbio real precedem variações dos preços de exportação da carne de frango catarinense quando se considera o período completo de análise como também a partir de janeiro de 1999. Ademais, os desequilíbrios de curto prazo nos preços de exportação da carne de frango catarinense são removidos de forma mais rápida com a mudança para o regime de câmbio flutuante.

Palavras-chaves: taxa de câmbio real, carne de frango catarinense, séries temporais

¹Professora Adjunta do Departamento de Economia na Universidade Regional do Cariri (URCA), Pesquisadora da FUNCAP e Doutora em Economia Aplicada pela UFV. E-mail: pinheiroeliane@hotmail.com

²Doutorando em Economia Aplicada e Mestre em Economia pela UFV e Bolsista de Doutorado do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). E-mail: aimorim@yahoo.com.br

³Professor Adjunto da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) e Doutor em Economia Aplicada pela UFV. E-mail: daniel.coronel@ufv.br

1. Introdução

Os mercados agropecuários exercem papel importante na economia de um país, especialmente em países que apresentam vantagens comparativas significativas na agroindústria, como o Brasil. Além de gerarem parte significativa de empregos e tecnologia, os setores agroindustriais são responsáveis pela geração de grande parte das receitas em moeda estrangeira.

No Brasil, o setor agroindustrial avícola brasileiro é um dos mais organizados, sendo o mesmo reconhecido por seu dinamismo em relação à adaptação ao ambiente competitivo. O desenvolvimento do setor avícola brasileiro teve influência das experiências oriundas da atividade de suinocultura sulista e obteve resultados expressivos, como a redução do custo de produção (o repasse de baixos preços da carne de frango no mercado interno em relação às carnes bovina e suína), melhoria na qualidade de seus produtos, inserção no mercado externo, elevação no consumo *per capita* brasileiro e a notoriedade do desempenho produtivo do setor em relação aos outros complexos de carne (bovino e suíno) (PINOTTI, 2005).

Entre os Estados brasileiros, os da região sul destacam-se na produção e exportação de carne de frango. Dentro desta região, merece destaque o Estado de Santa Catarina, onde a estrutura de governança de integração avícola do mesmo, pautada, segundo Pinotti e Paulillo (2006), no sistema de parcerias entre indústrias, tecnólogos e produtores rurais, tornou-se o padrão de competitividade brasileira para o mercado externo.

Para se ter uma idéia da importância do setor avícola de Santa Catarina, na geração de receita em moeda estrangeira, vale observar que no primeiro semestre de 2010 este Estado teve a maior receita com exportação de frango entre os estados exportadores deste produto. A arrecadação aumentou em 12,37% no confronto com mesmo período de 2009 e atingiu US\$ 920 milhões, conforme dados da SECEX/Mdic.

Além da estrutura organizacional das empresas produtoras de carne de frango e de políticas governamentais de incentivo à exportação deste produto, outras variáveis macroeconômicas importantes influenciam o desempenho das vendas externas de carne frango catarinense e o preço externo pelo qual este produto é comercializado. Entre essas variáveis, pode-se destacar a taxa de câmbio, ou especialmente as alterações nesta variável, que se devem não apenas à política monetária em vigor no país, mas também ao regime cambial adotado pelo mesmo.

Com essa preocupação em mente, o objetivo desse estudo foi verificar como alterações na taxa de câmbio real afetam os preços de exportação da carne de frango catarinense, considerando-se, para tanto, o período de janeiro de 1989 a janeiro de 2011. Esse período

contempla a mudança no regime de câmbio brasileiro, de fixo para flutuante, podendo-se verificar, neste caso, como se dava o efeito da taxa de câmbio real sobre os preços de exportação nestes diferentes regimes.

De forma mais específica, buscou-se verificar se existe relacionamento de longo prazo entre as duas variáveis citadas, por meio de testes de cointegração. Para analisar como variações na taxa de câmbio real transmitem-se para preços de exportação da carne de frango catarinense ao longo do tempo foi calculada a função de resposta ao impulso, considerando-se um período de 12 meses.

2. Metodologia

2.1. Modelos analíticos

Para cumprir os objetivos propostos neste estudo, utilizaram-se testes de raiz unitária; testes de causalidade de Granger, de cointegração de Johansen e de hipóteses sobre os parâmetros α e β ; decomposição da variância dos erros de previsão; estimação da função de impulso-resposta; e estimação e análise do modelo vetorial de correção de erro (VEC).

Para identificar a ordem de integração das séries analisadas, este estudo adotou os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado – ADF (DICKEY; FULLER, 1979) e de Phillips-Perron – PP (PHILLIPS; PERRON, 1988).

O teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) considera modelos auto-regressivos de ordem superior a unidade, conforme mostrado pela expressão (1), descrita por Enders (1995):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t, \quad (1),$$

$$\text{em que } \gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i) \text{ e } \beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j,$$

sendo que α_0 é o intercepto; γ , ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal; Y , variável dependente; Δ , operador de diferença; e ε_t , estrutura do erro, que é idêntica e independentemente distribuída.

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com somente intercepto; com intercepto e tendência) é γ , sendo que se $\gamma = 0$, a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística t com os valores apropriados

indicados por Dickey-Fuller para verificar se a hipótese nula $\gamma = 0$ será aceita ou rejeitada. Essa hipótese deverá ser rejeitada quando o valor calculado da estatística t exceder ao valor crítico de Dickey-Fuller, sinalizando que a série será estacionária; caso contrário, a série será não-estacionária.

O teste de Phillips-Perron (PP) consiste em uma alternativa não-paramétrica ao teste ADF. Esse teste pode ser empregado quando os resíduos forem serialmente correlacionados. Nesse caso, a hipótese empregada no teste de Dickey-Fuller de que o erro seja identicamente distribuído é desconsiderada. Ademais, a série de preços não possuirá uma raiz unitária se a hipótese nula puder ser rejeitada; caso contrário, a série será não-estacionária (PHILLIPS; PERRON, 1988).

Outro método analítico empregado neste estudo diz respeito ao teste de causalidade sugerido por Granger (1969). Esse teste busca verificar se a incorporação de valores passados de uma variável X contribui com melhores previsões para a variável Y . Assim, trata-se de um teste de precedência temporal e não de causalidade no sentido de uma relação de causa e efeito. Para Hamilton (1994), esse teste requer a estimativa das seguintes equações:

$$LTC_t = \sum \alpha_i LPEXP_{t-i} + \sum \beta_j LTC_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (2),$$

$$LPEXP_t = \sum \lambda_i LPEXP_{t-i} + \sum \delta_j LTC_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (3),$$

em que LTC_t e $LPEXP_t$ representam, respectivamente, as séries de taxas de câmbio real e preços de exportação da carne de frango catarinense, no período t ; $\alpha_i, \beta_j, \lambda_i, \delta_j$, parâmetros a serem estimados; i e j , períodos de defasagens dos preços; e ε_{1t} e ε_{2t} , erros aleatórios não correlacionados.

As relações de causalidade entre duas variáveis podem ocorrer nas seguintes formas:

- i) Causalidade unidirecional de LPEXP para LTC: Essa situação acontece se os coeficientes estimados para a variável LPEXP defasada, contido em (2), forem conjuntamente diferentes de zero, e os coeficientes estimados em (3) para a variável LTC defasada forem, em grupo, iguais a zero. Nesse caso, rejeita-se a hipótese nula em (2) e aceita-se em (3);
- ii) Causalidade unidirecional de LTC para LPEXP: Corresponde ao inverso da forma anterior, ou seja, aceita-se a hipótese nula em (2) e rejeita-se em (3);

iii) Causalidade bidirecional de LTC para LPEXP e de LPEXP para LTC: Ocorre quando os coeficientes estimados dessas duas variáveis defasadas forem conjuntamente diferentes de zero, indicando que não se aceita a hipótese nula em (2) e (3); e

iv) Ausência de causalidade: Refere-se ao caso contrário da forma (iii), isto é, não se rejeita a hipótese nula em (2) e (3).

Conforme Granger (1988), em um modelo com duas variáveis, se houver relação de cointegração entre elas, então existe causalidade em pelo menos uma direção.

Identificada a ordem de integração, se todas as séries possuírem a mesma ordem de integração $I(d)$ e existir um vetor $\beta(\neq 0)$, em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem $d - b$, $Z_t = \beta' X_t \sim I(d - b), b > 0$, poder-se-á afirmar que Y_t é um vetor de cointegração de ordem (d, b) , indicada por $X_t \sim CI(d, b)$ (ENGLE e GRANGER, 1987).

A determinação das relações de cointegração entre as variáveis pode ser verificada por diversos métodos, como, por exemplo, os de Engle e Granger, Stock e Watson e Johansen. Dentre esses três testes de cointegração, escolheu-se neste artigo o método de Johansen para verificar o relacionamento de longo prazo entre a taxa de câmbio e os preços de exportação catarinenses da carne de frango. Essa escolha foi baseada no estudo de Gonzalo (1994), em que destacou o procedimento de Johansen como estatisticamente superior aos outros dois.

A estimação econométrica das relações de preços consideradas neste trabalho fundamentou-se no modelo de auto-regressão vetorial (VAR), cuja representação do VAR, de ordem p , é expressa por:

$$Y_t = \delta + \Theta_1 Y_{t-1} + \dots + \Theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4),$$

em que cada Θ_j é uma matriz de parâmetros $k \times k$; e ε_t é um vetor k -dimensional de termos ruído branco com matriz de covariância Σ .

Segundo Mayorga et al. (2007), esses coeficientes não consideram o relacionamento entre as variáveis expressas no modelo VAR. Portanto, os impactos das inovações podem ser analisados mediante a função impulso-resposta, que delinea o comportamento das séries incluídas no modelo VAR em resposta a choques ocasionados por variáveis residuais.

Para Margarido et al. (2004), citado por Margarido (2000), outra forma de caracterizar o inter-relacionamento dinâmico entre as variáveis do modelo pode ser captada pela decomposição da variância dos erros de previsão para k períodos a frente. Esse instrumental

indica o efeito em termos percentuais que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

A equação (4) pode ser reparametrizada em termos de um modelo vetorial de correção de erro (VEC), representado por:

$$\Delta Y_t = \delta + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5),$$

Em que $\Pi = \gamma\beta'$ e as combinações lineares $\beta'Y_{t-1}$ representam as r relações de cointegração.

De acordo com Harris (1995), a principal vantagem de escrever o sistema em termos do modelo de correção de erro refere-se à inclusão de informações tanto de curto quanto de longo prazo, via ajustes no ΔY_t , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros Γ_i e Π .

A determinação do número de vetores de cointegração requer conhecimento sobre o posto ou rank (r) da matriz Π . Conforme Enders (1995), existem três possibilidades:

- i) o posto de Π ser completo. Nessa situação, qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível;
- ii) o posto de Π ser nulo, logo não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença; e
- iii) a matriz Π ter posto reduzido. Nesse caso, há r vetores de cointegração, em que $0 < r < n$.

Neste trabalho, utilizaram-se os testes do traço e do máximo autovalor para identificar a presença de vetores de cointegração. Para Enders (1995), o teste do traço busca testar a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos seja inferior ou igual a r contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores seja maior do que r , podendo ser expresso por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i') \quad (6),$$

em que $\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados das raízes características obtidos da matriz Π e T , número de observações.

O teste do máximo autovalor pretende testar a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração seja r contra a hipótese alternativa de existência de $r+1$ vetores de cointegração, podendo ser representado por:

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \quad (7).$$

Ademais, este estudo considera os testes de hipóteses sobre os parâmetros β e α . Segundo Coelho (2004), os testes sobre os parâmetros β são fundamentais à análise de integração entre mercados, pois permitem testar quais mercados efetivamente fazem parte do equilíbrio de longo prazo e se a integração entre tais mercados pode ser considerada perfeita, isto é, se uma variação no preço de um mercado é repassada de forma completa ao outro mercado no longo prazo.

As hipóteses sobre os parâmetros beta apresentam a forma descrita por Harris (1995), no qual pode ser expressa por:

$$H_1 : \beta = H\varphi, \quad (8),$$

em que H representa uma matriz de dimensões (pxs) e s representa o número de coeficientes β que não estão restritos. A matriz φ é uma matriz (sxr) de parâmetros a serem estimados envolvendo r vetores de cointegração.

Neste trabalho testam as seguintes hipóteses nulas (H_0):

$$\beta_{P \text{ exp. frangoSC}} = 0 \quad (9);$$

$$\beta_{Taxadecâmbio} = 0 \quad (10);$$

$$\beta_{P \text{ exp. frangoSC}} = \beta_{Taxadecâmbio} \quad (11).$$

As hipóteses nulas descritas em (9) e (10) buscam testar se o mercado catarinense de carne de frango e a taxa de câmbio podem ser considerados integrados no período analisado. Ademais, testa-se o grau de integração entre essas séries de preços mediante a hipótese contida na equação (11).

A estatística do teste razão de verossimilhança aplicado sobre os parâmetros β pode ser descrita da seguinte forma:

$$-2\log Q(H_0) = -T \sum_{i=1}^r \log \left[\frac{1 - \hat{\lambda}_i^*}{(1 - \hat{\lambda}_i)} \right] \sim \frac{2}{r(n-m)} \quad (12),$$

em que T , número de observações; r , número de vetores de cointegração; $\hat{\lambda}_i^*$ e $\hat{\lambda}_i$ autovalores do modelo restrito e irrestrito e, n , número de variáveis.

Por fim, determinaram-se os testes de hipóteses sobre os parâmetros α , que se busca testar se as variáveis preço de exportação da carne de frango catarinense e taxa de câmbio reagem ou não ao desequilíbrio de longo prazo, ou seja, se tais variáveis são ou não exogenamente fraca em relação ao parâmetro de longo prazo.

As hipóteses nulas (H_0) consideradas neste estudo são expressas por:

$$\alpha_{P_{exp. frangoSC}} = 0 \quad (13);$$

$$\alpha_{Taxadecâmbio} = 0 \quad (14);$$

$$\alpha_{P_{exp. frangoSC}} = \alpha_{Taxadecâmbio} \quad (15).$$

As hipóteses nulas (13) e (14) testam a exogeneidade no mercado catarinense de carne de frango e na taxa de câmbio, e a hipótese (15) testa se a velocidade de resposta das variáveis a um dado desequilíbrio de curto prazo no processo de ajuste de longo prazo é a mesma no mercado catarinense de carne de frango e taxa de câmbio. A estatística de teste de razão de verossimilhança do parâmetro α segue a mesma formulação definida para o parâmetro β .

2.2. Fontes dos dados

Os dados utilizados neste estudo consistem nas séries de preços de exportação (US\$/ton.) da carne de frango em Santa Catarina, obtidos junto ao Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2011) e da taxa de câmbio efetiva real (IPA-OG – exportações), calculada mediante a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), sendo proveniente do banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA, 2011). Essas séries foram colhidas para o período de janeiro de 1989 a janeiro de 2011, em que se realizou uma análise para o período completo assim como para dois subperíodos, sendo que o primeiro prevaleceu a taxa de câmbio real fixa e, o segundo, a partir de janeiro de 1999, com o predomínio da taxa de câmbio real flutuante.

Ademais, também é importante ressaltar que esses preços não foram deflacionados, pois, conforme Wang e Tomek (2007) e Siqueira (2007), o deflacionamento incorpora uma

tendência nos dados, logo não faz sentido incluir uma tendência antes da realização do teste de cointegração.

3. Resultados e Discussões

A Figura 1 ilustra o comportamento dos preços de exportação da carne de frango em Santa Catarina durante o período de janeiro de 1989 a janeiro de 2011 e as taxas de câmbio vigentes nesse período. Como se observa pela visualização dessa figura, tais preços apresentam uma tendência definida ao longo do tempo. Ademais, percebe-se que essas séries parecem serem cointegradas, visto que se movimentam conjuntamente no período considerado, mas para confirmar essa hipótese, devem-se empregar testes econométricos de cointegração.

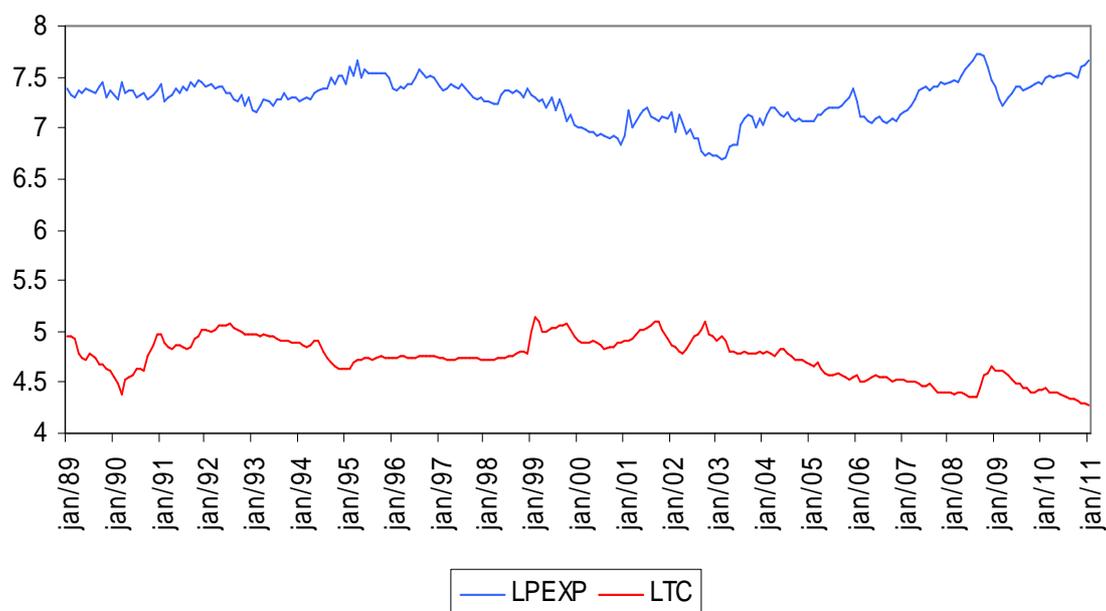


Figura 1 - Preços mensais de exportação da carne de frango em Santa Catarina (LPEXP) e da taxa de câmbio (LTC), janeiro de 1989 a janeiro de 2011

Fonte: Organização dos autores com base no Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2011) e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA, 2011).

Conforme os resultados dos testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Phillips Perron (PP), contidos na Tabela 1, verificam-se que as séries de preços de exportação da carne de frango em Santa Catarina e das taxas de câmbio não são estacionárias em nível, já que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para essas séries. No entanto, os dados mostram que elas se tornam estacionárias em primeira diferença, indicando que apenas uma diferenciação é suficiente para torná-las estacionárias.

Tabela 1 – Resultados do teste ADF e Phillips Perron em nível e em primeira diferença para as séries mensais de preços logaritmizadas da carne de frango em Santa Catarina (LPEXP) e da taxa de câmbio (LTC), janeiro de 1989 a janeiro de 2011

Séries	Modelos ^(a)	Estatísticas do teste ADF	Estatísticas do teste Phillips Perron
LPEXP	I	0,3445	0,2539
	II	-1,5849	-2,0193
	III	-1,4702	-1,9074
LTC	I	-0,8169	-0,9073
	II	-1,8557	-1,4365
	III	-2,5671	-2,1622
DLPEXP ^(b)	I	-20,3150	-19,9865
	II	-20,2855	-19,9604
	III	-20,3007	-19,9803
DLTC ^(b)	I	-11,5135	-11,3127
	II	-11,5273	-11,3179
	III	-11,5196	-11,2961

Fonte: Dados da pesquisa.

^(a) O modelo I corresponde ao modelo sem intercepto e sem tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 1% é -2,5738; o modelo II, ao modelo com intercepto e sem tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 1% é -3,4551; e o modelo III, ao modelo com intercepto e com tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 1% é -3,9933.

^(b) DLPEXP e DLTC representam, respectivamente, primeira diferença das séries relativa aos preços de exportação da carne de frango em Santa Catarina e às taxas de câmbio, respectivamente.

Verificada a ordem de integração das séries de preços de exportação da carne de frango catarinense e da taxa de câmbio, realizou-se o teste de causalidade para examinar em que nível de mercado se origina as variações nos preços e em que sentido essas variações se transmitem. Os resultados desse teste (Tabela 2) sinalizaram a existência de causalidade unidirecional de LTC para LPEXP. Isso significa que variações das taxas de câmbio precedem variações dos preços de exportação da carne de frango catarinense nesse período considerado.

Tabela 2 – Resultados do teste de causalidade de Granger para as séries mensais de preços logaritmizadas da carne de frango em Santa Catarina (LPEXP) e da taxa de câmbio (LTC), janeiro de 1989 a janeiro de 2011

Hipótese nula	Estatística F	Probabilidade	Resultado
LTC causa LPEXP	5,5612	0,0043	Aceita-se Ho
LPEXP causa LTC	1,3312	0,2660	Rejeita-se Ho

Fonte: Dados da pesquisa.

Antes de apresentar e discutir os resultados concernentes ao modelo VAR, torna-se necessário definir o número de defasagens a ser incorporado na estimação do seu modelo. Neste estudo foram consideradas duas defasagens, conforme sugerido pelos critérios de razão de verossimilhança, Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn.

A metodologia VAR possibilita mensurar o poder de explicação de cada variável do modelo sobre as demais, por meio da decomposição dos erros de previsão, cujos resultados para a amostra completa analisada se encontram na Tabela 3. Esses resultados indicam que, após doze meses da incidência de um choque não antecipado sobre a variável LPEXP, 13,50% da sua decomposição da variância dos erros de previsão foi explicada pela variável LTC, sendo o restante do seu comportamento resultante dela própria. Em contrapartida, apenas 0,14% da variância do erro de previsão de LTC pode ser atribuída a variável LPEXP após 12 meses de um choque não antecipado sobre essa variável, sendo parcela majoritária explicada pela própria variável.

Tabela 3 – Decomposição da variância dos erros de previsão, em percentagem, de LPEXP e LTC, janeiro de 1989 a janeiro de 2011

Período	Decomposição da variância dos erros de previsão de LPEXP		Decomposição da variância dos erros de previsão de LTC	
	LPEXP	LTC	LPEXP	LTC
1	100,00	0,00	1,45	98,55
3	99,27	0,73	0,46	99,54
6	96,37	3,63	0,24	99,76
9	91,87	8,13	0,16	99,84
12	86,50	13,50	0,14	99,86

Fonte: Dados da pesquisa.

A partir do VAR, também se pode avaliar as elasticidades da função de impulso-resposta. Os dados da Tabela 4 mostram que um desvio-padrão em LPEXP hoje causará,

respectivamente, 0,0290 e -0,0239 desvios-padrões sobre ela própria e sobre LTC, no décimo segundo mês. Raciocínio análogo pode ser replicado para os impactos de choques de LTC sobre si próprio e sobre LPEXP. Esses resultados indicam que um choque não antecipado sobre os preços de exportação catarinense da carne de frango geraria pequenos efeitos no curto prazo, isto é, verifica-se que os desequilíbrios transitórios seriam corrigidos lentamente.

Tabela 4 – Elasticidades da função de impulso-resposta de LPEXP e LTC, janeiro de 1989 a janeiro de 2011

Período	Efeitos de choques de LPEXP sobre:		Efeitos de choques de LTC sobre:	
	LPEXP	LTC	LPEXP	LTC
1	0,0600	0,0000	-0,0046	0,0382
3	0,0449	-0,0064	-0,0021	0,0540
6	0,0387	-0,0139	-0,0008	0,0515
9	0,0336	-0,0196	0,0002	0,0467
12	0,0290	-0,0239	0,0010	0,0421

Fonte: Dados da pesquisa.

Feitos esses procedimentos, passa-se a verificar se as séries estudadas são co-integradas, ou seja, se existem um relacionamento de longo prazo entre essas séries. Para isso, realizou-se o teste de cointegração de Johansen. A especificação do modelo adotado considera que tais séries possuam tendências determinísticas, como se observou na Figura 1. Ademais, considerou-se que as equações de cointegração têm somente intercepto.

Conforme se observa os dados da Tabela 5, os resultados dos testes foram divergentes, pois o teste do traço indica rejeição da hipótese nula, sinalizando a presença de um vetor de cointegração, enquanto o teste do máximo autovalor revela que a hipótese nula não deve ser rejeitada, logo não há nenhum vetor de cointegração entre essas séries analisadas em nível de 5%. Segundo Cheung e Lai (1993) e Harris (1995), dentre essas duas estatísticas empregadas por Johansen nos testes de cointegração, o teste do traço é mais robusto do que o teste do máximo autovalor tanto no que diz respeito à simetria quanto à curtose nos resíduos. Portanto, com base nessas evidências, considerou-se o resultado indicado pelo teste do traço, ou seja, que tais séries possuem um vetor de cointegração.

Tabela 5 - Resultados do teste de cointegração de Johansen para as séries mensais de preços logaritmizadas da carne de frango em Santa Catarina (LPEXP) e da taxa de câmbio (LTC), janeiro de 1989 a janeiro de 2011

Hipótese nula	Teste do Traço	Valor Crítico (5%)	Teste do máximo autovalor	Valor Crítico (5%)
r=0	16,3523 ^(a)	15,4947	13,6899	14,2646
r≤1	2,6623	3,8415	2,6623	3,8415

Fonte: Dados da pesquisa.

^(a) Indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

A equação de cointegração é expressa por: $LPEXP = 1,4349 LTC$, o que indica que, *ceteris paribus*, cada variação de 1% na taxa de câmbio propicia uma variação de 1,43% no preço de exportação da carne de frango em Santa Catarina, no período de janeiro de 1989 a janeiro de 2011. Segundo Coelho (2004), não basta apenas ter um vetor de cointegração para garantir a participação de todas as séries no equilíbrio de longo prazo. Portanto, é necessário realizar testes de hipóteses sobre os parâmetros β para se testar sua significância e a interação entre os preços.

A partir dos resultados da Tabela 6, verifica-se que a hipótese nula de que os preços de exportação da carne de frango em Santa Catarina e a taxa de câmbio não podem ser considerados integrados deve ser rejeitada, pois seus valores da razão de verossimilhança foram maiores que seus valores críticos de 5%. Portanto, tais variáveis participam das relações de longo prazo.

Identificada a integração entre essas séries, examina-se a hipótese de perfeita integração. Os resultados indicam que a hipótese nula $\beta_{P_{\text{export frango SC}}} = \beta_{\text{Taxa de câmbio}}$ não pode ser rejeitada. Isso significa dizer que variações na taxa de câmbio real são repassadas de forma completa aos preços de exportação da carne de frango em Santa Catarina durante esse período analisado.

Tabela 6 – Testes de significância de restrição ao parâmetro de longo prazo (β) do vetor de cointegração

Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor crítico (5%)
$\beta_{P_{\text{export frango SC}}}=0$	5,11 *	3,84
$\beta_{\text{Taxa de câmbio}}=0$	10,17*	3,84
$\beta_{P_{\text{export frango SC}}} = \beta_{\text{Taxa de câmbio}}$	0,86	3,84

Fonte: Dados da pesquisa.

* Indica rejeição a 5% de significância.

A Tabela 7 contém os valores dos testes de hipótese sobre o parâmetro α . Esses resultados mostram que a hipótese de exogeneidade fraca é rejeitada na série de preços de exportação da carne de frango em Santa Catarina. Portanto, tais níveis de preços reagem a desequilíbrios transitórios ocorridos na taxa de câmbio. Em contrapartida, a taxa de câmbio é considerada exogenamente fraca em relação ao equilíbrio de longo prazo. Ademais, quando se analisa a hipótese $\alpha_{\text{Pexport frango SC}} = \alpha_{\text{Taxa de câmbio}}$, verifica-se que as velocidades de resposta das variáveis a uma dada situação de desequilíbrio de curto prazo no processo de ajuste de longo prazo não são estatisticamente iguais para as séries de preços de exportação da carne de frango catarinense e para a taxa de câmbio nesse período.

Tabela 7 – Testes de significância de restrição sobre o parâmetro α

Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor crítico (5%)
$\alpha_{\text{Pexport frango SC}}=0$	9,80*	3,84
$\alpha_{\text{Taxa de câmbio}}=0$	0,55	3,84
$\alpha_{\text{Pexport frango SC}} = \alpha_{\text{Taxa de câmbio}}$	4,57*	3,84

Fonte: Resultados da pesquisa.

* Indica rejeição a 5% de significância.

Os resultados da estimação do modelo VEC (Tabela 8) mostram que 4,87% do desequilíbrio de curto prazo, referente à trajetória de longo prazo, são corrigidos a cada mês, o que indica que necessitaria, em média, de vinte meses para corrigir o desequilíbrio, ou seja, esses desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente. Outra inferência que pode ser extraída desses resultados é que o coeficiente do preço de exportação da carne de frango em Santa Catarina, com defasagem de um período, mostra que a variação de 1% no seu preço nesse mês ocasionará uma variação de 22,86% no mês seguinte. De forma similar, constata-se que uma variação de 1% na taxa de câmbio, no mês $t-1$, resultará em uma variação de 3,25% em seus preços no mês seguinte.

Tabela 8 – Estimação do VEC referente à variável preço de exportação da carne de frango em Santa Catarina, janeiro de 1989 a janeiro de 2011

Variável explicativa	Coefficiente estimado	Estatística t	Desvio padrão
α	-0,0487	-3,5015	0,0139
ΔLPEXP_{t-1}	-0,2286	-3,8387	0,0596
ΔLTC_{t-1}	-0,0325	-0,3483	0,0934

Fonte: Dados da pesquisa.

A discussão desses resultados apresentados abrange as séries de preços mensais de exportação da carne de frango praticados em Santa Catarina e as taxas de câmbio vigentes no Brasil no período de janeiro de 1989 a janeiro de 2011. No entanto, verificou-se uma mudança no regime cambial na economia brasileira, em que se passou de taxa de câmbio fixa para flutuante a partir de janeiro de 1999. Portanto, para verificar se essa mudança no regime cambial influenciou o processo de formação de preços de exportação da carne de frango em Santa Catarina, refaz-se a análise econométrica para dois subperíodos. O primeiro compreende janeiro de 1989 a dezembro de 1998, quando vigorava o regime de câmbio fixo e o segundo, a partir de janeiro de 1999, em que se passou a adotar no Brasil o regime de câmbio flutuante.

Ao replicar os testes de raiz unitária ADF e PP para cada subperíodo, constata-se que as séries avaliadas em ambos subperíodos não são estacionárias em nível, porém uma diferenciação é suficiente para torná-las estacionárias.

O teste de causalidade de Granger indica a presença de causalidade unidirecional de LTC para LPEXP para o período a partir de janeiro de 1999, sinalizando que variações das taxas de câmbio precedem variações dos preços de exportação da carne de frango catarinense quando predomina a taxa de câmbio flutuante.

Tendo em vista que as duas séries analisadas são integradas de mesma ordem nos dois subperíodos considerados, emprega-se a análise de cointegração. Entretanto, antes disso, buscou-se identificar o número de defasagens a ser empregada no modelo VAR. Seguindo os critérios recomendados pela razão de verossimilhança, Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn, o primeiro subperíodo considera duas defasagens no modelo VAR, enquanto o segundo subperíodo, com base nos dois últimos critérios referenciados, adota uma defasagem no modelo VAR. Especificadas as defasagens a serem incorporadas ao modelo VAR, apresentam-se os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão (Tabela 9) e as funções de impulso-resposta (Tabela 10) para cada subperíodo analisado.

Os resultados da decomposição da variância da variável LPEXP se modificam entre os dois subperíodos analisados, ou seja, 93,75% do seu comportamento após doze meses da incidência de um choque não-antecipado sobre essa variável eram atribuídos a essa própria variável, sendo apenas 6,25% resultante da taxa de câmbio no período que se praticava o regime de câmbio fixo. Entretanto, a variável relativa à taxa de câmbio passa a explicar 20,58% da variância dos erros de previsão de LPEXP no segundo período analisado, em que vigora o regime de câmbio flutuante.

Tabela 9 – Decomposição da variância dos erros de previsão, em percentagem, de LPEXP e LTC nos dois subperíodos considerados

Período	Decomposição da variância dos erros de previsão de LPEXP				Decomposição da variância dos erros de previsão de LTC			
	LPEXP (a)	LTC (a)	LPEXP (b)	LTC (b)	LPEXP (a)	LTC (a)	LPEXP (b)	LTC (b)
1	100,00	0,00	100,00	0,00	0,37	99,63	1,69	98,31
3	99,82	0,18	98,89	1,11	0,72	99,28	2,77	97,23
6	98,38	1,62	94,11	5,89	0,45	99,55	2,97	97,03
9	96,08	3,92	87,06	12,94	0,51	99,49	3,00	97,00
12	93,75	6,25	79,42	20,58	0,83	99,17	2,99	97,01

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: ^(a) O subperíodo 1 compreende o período de janeiro de 1989 a dezembro de 1998; e ^(b) Corresponde o subperíodo 2 que contempla o período de janeiro de 1999 a janeiro de 2011.

Conforme se verifica pela Tabela 10, os desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente mesmo diante do regime de câmbio flutuante, já que as elasticidades da função de impulso-resposta indicam que um desvio padrão em LPEXP, no período atual, causará 0,0113 e 0,0237 desvios padrões sobre ela mesma no décimo segundo mês, respectivamente, nos regimes de câmbio fixo e flutuante.

Tabela 10 – Elasticidades da função de impulso-resposta de LPEXP e LTC nos dois subperíodos considerados

Período	Efeitos de choques de LPEXP sobre:				Efeitos de choques de LTC sobre:			
	LPEXP (a)	LTC ^(a)	LPEXP (b)	LTC ^(b)	LPEXP (a)	LTC ^(a)	LPEXP (b)	LTC ^(b)
1	0,0519	0,0000	0,0638	0,0000	-0,0022	0,0359	-0,0045	0,0346
3	0,0314	-0,0026	0,0484	-0,0089	0,0031	0,0494	-0,0078	0,0428
6	0,0203	-0,0065	0,0377	-0,0191	-0,0005	0,0381	-0,0072	0,0403
9	0,0151	-0,0081	0,0297	-0,0256	-0,0034	0,0267	-0,0066	0,0375
12	0,0113	-0,0082	0,0237	-0,0296	-0,0046	0,0190	-0,0061	0,0348

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: ^(a) O subperíodo 1 compreende o período de janeiro de 1989 a dezembro de 1998; e ^(b) Corresponde o subperíodo 2 que contempla o período de janeiro de 1999 a janeiro de 2011.

Para verificar se há relacionamento de longo prazo entre as séries de preços analisadas em cada um dos subperíodos, recalculou-se o teste de cointegração de Johansen, cujos resultados se encontram na Tabela 11.

Tabela 11 - Resultados do teste de cointegração de Johansen para as séries mensais de preços logaritmizadas da carne de frango em Santa Catarina (LPEXP) e da taxa de câmbio (LTC) nos dois subperíodos considerados

Períodos ^(a)	Hipótese	Teste do Traço	Valor Crítico (5%)	Teste do máximo autovalor	Valor Crítico (5%)
Subperíodo 1	H ₀ : r=0	12,9811	15,4947	9,0496	14,2646
	H _a : r≤1	3,9315 ^(b)	3,8415	3,9315 ^(b)	3,8415
Subperíodo 2	H ₀ : r=0	16,0303 ^(b)	15,4947	14,9132 ^(b)	14,2646
	H _a : r≤1	1,1172	3,8415	1,1172	3,8415

Fonte: Resultados da pesquisa.

^(a) O subperíodo 1 compreende o período de janeiro de 1989 a dezembro de 1998; e o subperíodo 2 contempla o período de janeiro de 1999 a janeiro de 2011.

^(b) Indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

No primeiro subperíodo analisado, os testes do traço e do máximo autovalor indicam rejeição em nível de 5% da hipótese alternativa de que existe no máximo um vetor de cointegração entre as séries avaliadas. Isso significa dizer que não houve relação de cointegração entre as séries de preços de exportação da carne de frango em Santa Catarina e as taxas de câmbio sob o regime de câmbio fixo. Entretanto, quando passa a vigorar o regime de câmbio flutuante (correspondente ao segundo subperíodo considerado), tais séries são cointegradas, visto que tanto o teste do traço quanto do máximo autovalor sinaliza a presença de um vetor de cointegração.

A equação de cointegração para esse período que vigora o regime de câmbio flutuante é expressa por: $LPEXP = 1,0439 LTC$. Para confirmar se houve relacionamento de longo prazo entre essas séries, replicaram-se os testes de hipóteses sobre os parâmetros β . Os resultados encontrados foram idênticos ao do período completo, isto é, os preços de exportação catarinense da carne de frango e da taxa de câmbio participam das relações de longo prazo e as variações na taxa de câmbio real são repassadas completamente para os preços de exportação da carne de frango catarinense.

No tocante ao teste de hipótese α , da mesma forma que obtido no período completo, nessa fase em que vigora o câmbio flutuante, os níveis de preços de exportação da carne de frango reagem a desequilíbrios transitórios ocorridos nos níveis de preços da taxa de câmbio, porém o inverso não se verifica. É relevante ressaltar também que as velocidades de resposta

das variáveis a uma dada situação de desequilíbrio de curto prazo no processo de ajuste de longo prazo não são estatisticamente iguais para as séries de preços de exportação da carne de frango em Santa Catarina e para a taxa de câmbio nesse subperíodo analisado.

Com relação à estimação do modelo VEC, os resultados para o período que vigora o regime de câmbio flutuante indicam que 11,12% do desequilíbrio de curto prazo, referente à trajetória de longo prazo, são corrigidos a cada mês, o que indica que necessitaria, em média, de nove meses para corrigir o desequilíbrio. Isso significa dizer que a remoção dos desequilíbrios de curto prazo requereu menos tempo em um regime de câmbio flutuante.

4. Conclusões

Os resultados obtidos para o período completo de análise da carne de frango mostram que existe um vetor de integração entre seus preços de exportação catarinense e a taxa de câmbio. Essa evidência não foi verificada durante o período relativo à vigência da taxa de câmbio real fixa. Entretanto, quando se considera a fase em que a taxa de câmbio real passa a ser flutuante, os testes econométricos demonstram que as variações na taxa de câmbio real são completamente repassadas aos preços de exportação catarinense da carne de frango.

O teste de causalidade de Granger indica que variações das taxas de câmbio real precedem variações dos preços de exportação da carne de frango catarinense quando se considera o período completo de análise como também a partir de janeiro de 1999.

Outra inferência que se pode extrair desse estudo é quanto à decomposição da variância dos erros de previsão da variável referente aos preços de exportação da carne de frango. Em um regime de câmbio flutuante, o comportamento dessa variável após doze meses da incidência de um choque não-antecipado sobre ela própria passa a ter uma participação mais expressiva da taxa de câmbio como fator explicativo da variância dos erros de previsão.

Com base na estimação do modelo de correção de erro, os desequilíbrios de curto prazo nos preços de exportação da carne de frango são removidos de forma mais rápida com a mudança para o regime de câmbio flutuante.

Ademais, este estudo buscou mensurar os efeitos da taxa de câmbio sobre os preços de exportação catarinense da carne de frango. Entretanto, outras variáveis como os preços da carne de frango vigentes no mercado internacional, que também influenciam o processo de formação de preços, podem ser consideradas em futuros estudos.

Referências Bibliográficas

- CHEUNG, Y. W.; LAI, K. S. A fractional cointegration analysis of Purchasing Power Parity. **Journal of Business & Economics Statics**. Washington, v. 11, n. 1, p. 103-112, 1993.
- COELHO, A.B. A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Rio de Janeiro, v.42, n.1, p.153-169, 2004.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Nova York: John Wiley & Sons, 1995. 433p.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, Chicago, v. 37, n. 3, p.424-438, 1969.
- GRANGER, C. W. J. Causality, cointegration, and control. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 551-559, 1988.
- GONZALO, J. Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. **Journal of Econometrics**, v. 60, p. 203-233, 1994.
- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modeling**. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.
- MAYORGA, R. O.; KHAN, A. S.; MAYORGA, R. D.; LIMA, P. V .P. S.; MARGARIDO, M. A. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Rio de Janeiro, v.45, n.3, p.675-704, jul./set. 2007.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.
- PINOTTI, R. N. **Análise comparativa dos mecanismos de governança das redes agroindustriais avícolas na Macrorregião de Ribeirão Preto-SP e de Santa Catarina: São Carlos - SP, Universidade Federal de São Carlos, 2005. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) – Centro de Ciências Exatas e Tecnologia, 176 p, 2005.**

PINOTTI, R. N e PAULILLO, L. F. A estruturação da rede de empresas processadoras de aves no Estado de Santa Catarina: governança contratual e dependência de recursos. *Gestão e Produção*, v.13, n.1. 2006.

SIQUEIRA, K. B. (2007). **The dynamics of farm milk price formation in Brazil**. Viçosa – MG, Universidade Federal de Viçosa, 2007. Tese (Doutorado em Economia Aplicada), 126p.

WANG, D; TOMEK, W. G. Commodity prices and unit root tests. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n. 4, p. 873-889, 2007.