

FEBRE AFTOSA E SEU IMPACTO SOBRE A VOLATILIDADE DOS PREÇOS DA CARNE SUÍNA

Thiago Fleith Otuki (PPGE/UFSC) thiagootuki@ig.com.br

Celso Leonardo Weydmann (PPGE/UFSC) celsolw@cse.ufsc.br

Fernando Seabra (PPGE/UFSC) seabra@cse.ufsc.br

Resumo: Os mercados de carnes, nos últimos anos, vêm enfrentando perdas econômicas relacionadas a doenças como o mau da vaca louca, febre aftosa e a gripe aviária. O Brasil, após dois anos sem registrar focos de febre aftosa, voltou a registrar a doença em 2004 provocando o embargo dos principais importadores da carne brasileira. Este artigo investiga o comportamento da volatilidade dos preços pagos ao produtor da carne suína, no período de 1984 a 2006, procurando evidências de que este evento sanitário constitui-se em um fator de instabilidade dos preços. Por meio de um modelo GARCH, adicionando uma variável que indica a presença da aftosa no modelo, podemos confirmar a hipótese de que o reaparecimento da doença está vinculado ao aumento da variabilidade dos preços da carne suína.

Palavras-chave: febre aftosa, carne suína, volatilidade.

1. Introdução

Os consumidores estão atentos às condições que envolvem a produção, especialmente nos aspectos sanitário, ambiental e trabalhista. A produção de carnes é particularmente sensível à ocorrência de doenças nos rebanhos. Problemas como a febre aftosa, mal da vaca louca, gripe aviária e febre suína clássica tem causado perdas econômicas no comércio mundial e nas economias de países afetados pelas doenças.

No Brasil, os casos de febre aftosa foram inúmeros até a década de 80. Mais recentemente a recorrência da doença tornou-se menor, tendo ocorrido nos anos de 1993, 1995 e 2004. Apesar de o surgimento da doença afetar as vendas de carnes indiscriminadamente, há suspeitas de que um surto adiciona significativa instabilidade especialmente aos preços da carne suína nas principais regiões produtoras. Uma razão é que a elasticidade-preço da demanda de carne suína tende ser alta devido à acirrada concorrência com as carnes bovina e de frango, as quais possuem maior preferência dos consumidores, conforme indicam os *market shares* de carnes, e também à comercialização da carne suína, que é feita, em sua maioria, na forma de processados, cujos preços são relativamente maiores que outras carnes, vendidas majoritariamente *in natura* (ABIPECS, 2004). Outro fator relaciona-se com a concentração das exportações de carne suína no mercado russo. Uma decisão de embargo daquele país às importações brasileiras, por conta da febre aftosa, gera

um excedente significativo no mercado brasileiro, cooperando para ampliar a variabilidade dos preços.

Apesar de sua importância, pouco se sabe do impacto da febre aftosa na instabilidade dos preços da carne suína. Para investigar este aspecto a questão deste estudo é: o surto de febre aftosa em 2004 constituiu-se em um fator gerador de maior variabilidade nos preços dos produtores de carne suína?

Tendo em vista que Santa Catarina é o maior exportador de carne suína e, portanto, estaria mais sujeito às consequências da doença, objetiva-se neste trabalho investigar o comportamento da volatilidade dos retornos dos preços recebidos pelos produtores de carne suína desse estado, considerando-se o último surto de febre aftosa ocorrido em 2004.

A hipótese é que a variabilidade dos preços do produtor foi amplificada no período em que houve embargo russo às importações de carne suína por conta do surto de febre aftosa em 2004. O ano escolhido se deve ao fato de que apenas na atual década as exportações brasileiras de carne suína têm representado uma fatia importante e crescente da produção (cerca de 20% em 2004) e também tem ocupado um lugar destaque no mercado internacional (é o quarto maior exportador).

Após esta introdução, apresenta-se uma revisão de literatura; na seção 3 temos a descrição do mercado de carne suína; a seção 4 contém algumas informações sobre febre aftosa; na seção 5 expõe-se a fundamentação do modelo GARCH; a seção 6 refere-se à metodologia e os dados utilizados; na seção seguinte analisamos os resultados; e a última seção contém as conclusões.

2. Revisão de Literatura

O impacto da febre aftosa nas exportações e vendas internas nos remete inicialmente à questão da transmissão dos preços no mercado interno. Segundo o modelo de liderança-preço de (BARROS, 1990) as variações de preços tendem iniciar no segmento atacadista-processador porque é sensível às variações da oferta e demanda, às alterações de custos, ao risco de prejuízo e porque é especializado em relativamente poucos produtos. Produtores e varejistas ajustariam seus preços por meio de defasagem distribuída no tempo (AGUIAR, 1993). O setor de varejo, entretanto, apenas remarcaria preços sob pressão significativa dos custos (BECKER, 1999). A fragmentação do segmento produtor (BARROS, 1990) explicaria a razão pela qual a variabilidade do preço recebido pelo produtor depende diretamente dos preços ditados pelo setor atacadista-processador. Estas evidências justificam o enfoque do trabalho nos preços recebidos pelos produtores.

Em relação à análise econométrica, (ROH et. al, 2006) empregam o modelo de análise de intervenção de Box e Tiao's e o modelo GARCH para mensurar a persistência dos focos de aftosa ocorridos em 2000 e 2002, na Coréia do Sul, sobre os preços de três categorias de carnes. Outros métodos também são usados conforme (RICH et. al, 2005) destacando-se a análise custo-benefício, programação matemática, modelos de equilíbrio parcial, input-output e equilíbrio geral computável.

Em relação ao impacto econômico da febre aftosa, (JARVIS et. al, 2005) estudaram o impacto da aftosa sobre os 7 maiores exportadores e os 22 maiores importadores de carnes. Os resultados sugerem que a aftosa impede o comércio entre muitos países e, conseqüentemente, atua para a redução do preço da carne nos países com a doença. (HSU et. al, 2005) mostram que a febre aftosa em Taiwan está associada à perdas de renda, emprego e queda, que totalizam 0,28% no PIB. (BLAKE et. al, 2002) constataram que a febre aftosa causou perdas em vários setores, incluindo-se o setor turístico do Reino Unido.

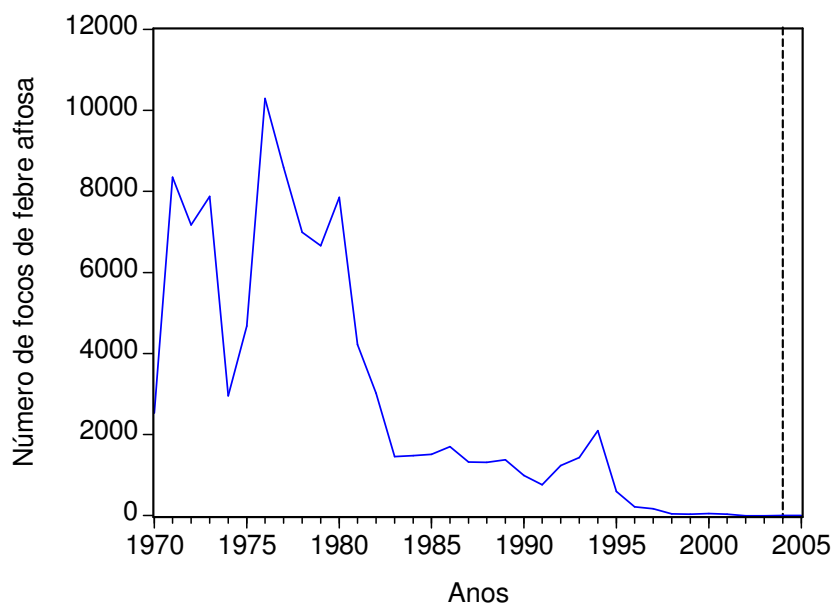
Estudos econômicos do impacto de outras doenças de animais, como o mal da vaca louca (*Bovine Spongiform Encephalopathy - BSE*), foram conduzidos por (BURTON e YOUNG, 1996), (LLOYD et. al, 2001), (HANAWA e CHEN, 2003), (JIN et. al, 2004), (MATTSON et. al, 2005) e (SAMARAJEEWA et. al, 2006) em diversos países desenvolvidos com metodologias semelhantes às utilizadas no caso da febre aftosa.

Em conclusão, a literatura referenda a análise dos preços recebidos pelos produtores para captar os efeitos da doença na volatilidade dos preços de mercado bem como o uso de métodos estatísticos associados com séries temporais. Além disso, parece claro que a doença tem impacto negativo na atividade econômica. Todas estas constatações cooperam para justificar a hipótese formulada na seção anterior.

3. A febre aftosa no Brasil.

Para (PITUCO, 2001), a febre aftosa (*Foot and Mouth Disease – FMD*) é uma enfermidade viral, contagiosa, que afeta os animais domésticos e selvagens como bovinos, bubalinos, ovinos, caprinos e suínos. Os prejuízos originam-se da queda na produção (abate dos animais infectados), bem como pelas perdas comerciais através dos embargos dos mercados importadores de carne.

Figura 1. Número de focos de febre aftosa no Brasil (1970-2005)



Fonte: Lyra e Silva (2004)

O Brasil tem uma longa história de convivência com a febre aftosa. A figura 1 mostra que o auge do número de focos detectados foi na década de 70, diminuindo sensivelmente após essa data. A criação do Programa Nacional de Erradicação da Febre Aftosa (PNEFA)¹, criado em 1992, deve ter tido impacto na queda do número de focos. Os últimos casos registrados nos grandes estados exportadores de carne suína (SC, RS e PR) foram na década de 1990, o que cooperou para que posteriormente o Brasil ganhasse novos mercados externos para a carne suína. Nos anos de 2002 e 2003 não foram registrados focos de febre aftosa no país.

O Brasil teve reconhecimento como área livre da febre aftosa com vacinação pela OIE (Organização Mundial de Saúde Animal / Escritório Internacional de Epizootias), em maio de 1998 para os estados de SC e RS, e em maio de 2000 para os estados de DF, PR, GO, MT, SP e MG. Este fato pode explicar o crescimento expressivo de vendas externas da carne suína a partir de 2000 direcionadas principalmente para a Rússia².

¹ Para (LIMA et. al, 2005), os resultados positivos do PNEFA são importantes, mas a dificuldade de viabilizar o comércio com os principais importadores mostra que é imprescindível que o país realize mais investimentos em defesa sanitária e incorpore os Estados do Norte e do Nordeste brasileiro.

² Em 2005, o Brasil exportou aproximadamente US\$ 1,7 bilhão de carnes suína, bovina e frango para a Rússia (suína US\$ 800 milhões, bovina US\$ 560 milhões, frango US\$ 300 milhões). Em 2004, o Brasil exportou cerca de US\$ 8 bilhões em carnes para 176 países.

Em função dos focos de febre aftosa que ocorreram em 2004, a Rússia fechou seu mercado para as carnes brasileiras³. Em dezembro de 2005⁴, após a notificação de focos de febre aftosa no MS e no PR, o serviço veterinário russo impôs restrições às importações de animais vivos, carne suína, carne bovina e produtos e sub-produtos de carne crua de suínos e bovinos procedentes oito estados brasileiros (MT, MS, GO, SP, MG, PR, SC e RS)⁵. Neste sentido, o aparecimento de um foco de febre aftosa bovina, por exemplo, afeta os vários mercados de carnes provenientes de animais suscetíveis à doença, como suíno e ovelha.

Desta maneira, o reaparecimento da febre aftosa em 2004 afetou de maneira inusitada o mercado suíno brasileiro tendo em vista as crescentes exportações do setor. Tal evento sanitário pode ser visto como um choque que pode ter influenciado o comportamento dos preços da carne suína e, portanto, estarem associados ao aumento da sua volatilidade⁶.

4. Exportações e instabilidade de preços no mercado de carne suína

Esta seção contém evidências sobre a relação entre exportações e preços considerando-se o surto de febre aftosa em 2004. As exportações de carne suína brasileira evoluíram significativamente desde os anos 90, quando o volume exportado era inferior a 100 mil ton. / ano. Na atual década, conforme tabela 1, as exportações aumentaram mais de 5 vezes, como no ano de 2005.

A evolução do total das exportações foi, em geral, crescente até 2005, e decrescente em 2006 para o Brasil e SC. A exceção é o RS no qual há elevação das exportações nesse último ano. A Rússia é o grande importador de carne suína, absorvendo, em média, 64% do total exportado pelo Brasil e por Santa Catarina, e cerca de 54% da produção gaúcha. Em 2006,

³ O Ministério da Agricultura da Rússia anunciou no dia 16 de novembro de 2004 a suspensão parcial do embargo às carnes brasileiras importadas do Estado de Santa Catarina.

⁴ Segundo a (ACCS, 2005), “no dia 10 de outubro de 2005, foram registrados focos de Febre Aftosa no Mato Grosso do Sul e já no dia seguinte, 33 países cortaram importações de carnes do Brasil, causando enormes prejuízos. Santa Catarina não sofreu restrições no primeiro momento, mas no dia 13 de dezembro, com o surgimento de focos da doença no Paraná, a Rússia, principal importador de carne suína de SC, bloqueou as negociações do produto com o Estado, resultando em queda no valor pago ao produtor e gerando enorme desconforto entre toda cadeia produtiva. O valor do suíno reduziu drasticamente ao produtor, missões a Rússia foram feitas para retomar as importações”.

⁵ De acordo com a (Secretaria de Comércio Exterior, 2005), a média diária de embarques de carne caiu de US\$46,2 milhões na primeira semana de outubro, para 35,4 milhões na semana seguinte.

⁶ Segundo (ZEN, 2005), antes do anúncio do foco em 2004, o mercado futuro negociava a arroba de boi a R\$63,90 atuando no seu limite de alta. Após, o mercado de SP operava em torno de R\$54,00 com grande volatilidade de preços.

Santa Catarina exportou apenas 18% do total do ano anterior, enquanto o Rio Grande do Sul exportou quase o dobro, cerca de 85% do total vendido externamente. Uma possível explicação é que ao longo de 2006 se reduziram os estoques catarinenses de carne formados antes do embargo da Rússia às importações, ocorrido em dezembro de 2004. Já o Rio Grande do Sul, além de se beneficiar também com a exportação de estoques, teve o embargo suspenso pela Rússia em abril de 2006, possibilitando ocupar parte do mercado que era abastecido pela agroindústria catarinense.

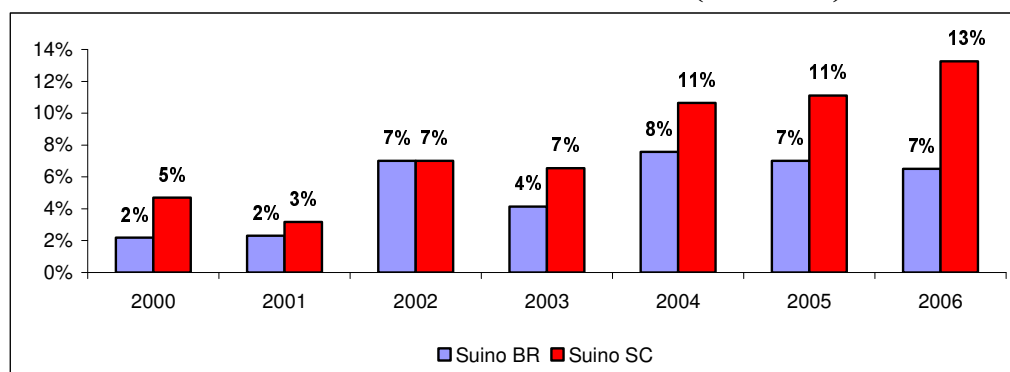
Tabela 1. Exportações de carne suína. Total e destinada a Rússia. Brasil, SC e RS. 2001-2006. Mil toneladas

Ano	Brasil			SC			RS		
	Total	Russia	%	Total	Russia	%	Total	Russia	%
2001	247.371	148.144	60	159.254	121.356	76	44.844	8.756	20
2002	449.204	363.394	81	238.881	207.451	87	74.369	47.869	64
2003	458.034	301.315	66	167.524	89.562	53	108.013	68.344	63
2004	470.967	276.227	59	214.434	135.232	63	116.524	50.627	43
2005	579.413	389.748	67	260.757	198.983	76	140.216	70.890	51
2006	340.851	181.350	53	124.047	34.954	28	164.297	139.518	85

(*) Até setembro. Fonte: Sistema Alice, MDIC/SECEX, códigos 0203.11.00 a 0203.29.00.

A variação dos preços recebidos pelos produtores de suínos pode ser vista na figura 2. Percebe-se que, com exceção do ano de 2002, o coeficiente de variação dos preços em Santa Catarina é sempre mais elevado em relação ao Brasil. Nos anos de 2005 e 2006 a variabilidade dos preços atinge um patamar mais elevado, sendo que os coeficientes ficam acima de 10%.

Figura 2. Coeficiente de variação dos preços médios anuais recebidos pelos suinocultores. Brasil e Santa Catarina (2000-2006)



Observação: os preços de 2006 abrangem o período janeiro-abril; coeficiente de variação = desvio-padrão / média .

Fonte: FGV para preços do Brasil e ICEPA para preços em Santa Catarina. Os preços de 2006 são até abril.

Em 2006 a variabilidade é maior para os preços em Santa Catarina do que no Brasil, além do aumento em 2% do coeficiente de variação para os preços de Santa Catarina em relação a 2005. O comportamento da variabilidade dos preços a partir de 2004 possivelmente reflete a dificuldade de exportação dos estoques remanescentes de carne feitos antes do embargo da Rússia à importação da carne suína catarinense. Já em 2006, a variabilidade pode estar associada à impossibilidade de ampliar as exportações àquele país. Estas constatações são submetidas ao crivo da análise econométrica, como será visto adiante neste trabalho.

5. A volatilidade dos preços agrícolas e o modelo GARCH

Nas duas últimas décadas, o desenvolvimento e a evolução dos modelos de séries temporais, permitiram aos pesquisadores compreenderem melhor como choques e determinados fatores impactam a trajetória dos preços agrícolas⁷. Entre os modelos de volatilidade destaca-se o modelo ARCH proposto por (ENGLE, 1982). Os modelos desta classe servem como uma grande ferramenta para captar as oscilações da volatilidade em uma série de preços. Assim, as séries de retornos gerados podem ser descritas pelo seguinte processo auto-regressivo de ordem k:

$$r_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i r_{i,t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (1)$$

O modelo ARCH de ordem p explicita a variância condicional (volatilidade) como uma função das inovações quadráticas passadas.

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (2)$$

$$\sigma_t^2 = E(\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3)$$

σ_t^2 é a variância condicional, dadas às informações no tempo $t - 1$. As restrições dos parâmetros são: $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i > 0$, para $i = 1, \dots, p$ e $\sum \alpha_i < 1$, são condições necessárias para garantir que a variância condicional seja positiva fracamente estacionária. Tem-se que $\{ \varepsilon_t \}$ não são correlacionados serialmente, mas não estocasticamente independentes.

⁷ (ARANDHYULA e HOLT, 1988) aplicam com sucesso o modelo GARCH para analisar os preços de varejo das carnes de boi, suíno e de frango. (KESAVAN et. al, 1992) encontram evidências de persistência na volatilidade dos preços do boi e do suíno. (REZETIS, 2003), através de um modelo GARCH multivariado dinâmico, conclui que existe transmissão (contágio) de volatilidade entre as carnes de cordeiro, boi, suíno e aves.

(BOLLERSLEV, 1986) desenvolveu uma generalização do modelo ARCH denominado de GARCH onde a variância condicional não é função apenas das inovações quadráticas passadas, mas também dos seus próprios valores passados. O modelo completo GARCH (p, q) adiciona assim, q termos auto-regressivos à especificação ARCH (p) de modo que a equação da variância condicional toma a seguinte forma:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (4)$$

onde σ_t^2 é a variância condicional em t, α_0 é a constante, ε_{t-i}^2 é o erro observado ao quadrado em t - i, σ_{t-j}^2 é a variância condicional em t - j, α_i e β_j são os parâmetros associados aos termos ε_{t-i}^2 e σ_{t-j}^2 respectivamente.

São dadas as seguintes condições para que a variância do processo seja positiva e estacionária: $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$. Para que exista um processo estacionário a soma dos parâmetros deve ser: $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$. O resultado da soma dos parâmetros α e β determina o nível de persistência de possíveis choques na volatilidade da série de retornos dos preços.

6. Métodos.

Os dados utilizados neste trabalho são os preços pagos aos produtores – suíno não tipificado kg (Chapecó/SC) - fornecidos pelo Instituto de Planejamento e Economia Agrícola de Santa Catarina (ICEPA/SC). O período é julho de 1984 a agosto de 2006, totalizando 265 observações. A série foi, primeiramente, transformada para o atual padrão monetário para as observações anteriores a junho de 1994. Posteriormente, os dados foram deflacionados pelo IPA-OG – carnes e pescados – índice (ago. 1994 = 100) – FGV/Conjuntura Econômica, obtida na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Com o objetivo de completar a série para os preços de janeiro de 2004, 2005 e 2006 foi realizada uma média dos últimos seis meses para cada ano.

Para ser submetida à análise a série de preços foi transformada em taxa de retorno calculada pela expressão $r_{i,t} = \ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}$, onde $r_{i,t}$ é o retorno do preço do suíno no mês t; $P_{i,t}$ é o preço do suíno em t; e $P_{i,t-1}$ é o preço do suíno em t - 1.

A análise contempla inicialmente uma análise estatística descritiva da série, realizando-se uma inspeção visual nos gráficos tanto dos preços como dos retornos para identificar possíveis quebras e *outliers*. Foram estimados também os coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial dos retornos e retornos ao quadrado para encontrar evidências de efeitos ARCH. Da mesma forma, para constatarmos que a série de retornos apresenta um padrão ARCH, realizou-se o teste ARCH-LM (ARCH – Multiplicador de Lagrange) proposto por (ENGLE, 1982).

Para estimar o modelo GARCH foi adotado um modelo AR(1) como padrão para a estimativa da média condicional, pois os erros gerados desta equação servem de insumo para os modelos da classe ARCH, e que pode ser representada da seguinte forma:

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Primeiro, foi estimado um modelo GARCH (1,1) para descrever o comportamento da volatilidade dos retornos do preço do suíno ignorando os possíveis efeitos do foco de febre aftosa (setembro de 2004) sobre a variância condicional no período. Assim, foram estimados os parâmetros do seguinte modelo:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (6)$$

Com estas especificações, com o intuito de captar o possível impacto da febre aftosa na volatilidade, uma variável *dummy*, AFTOSA, é incluída à especificação GARCH da seguinte forma:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \delta_1 AFTOSA + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (7)$$

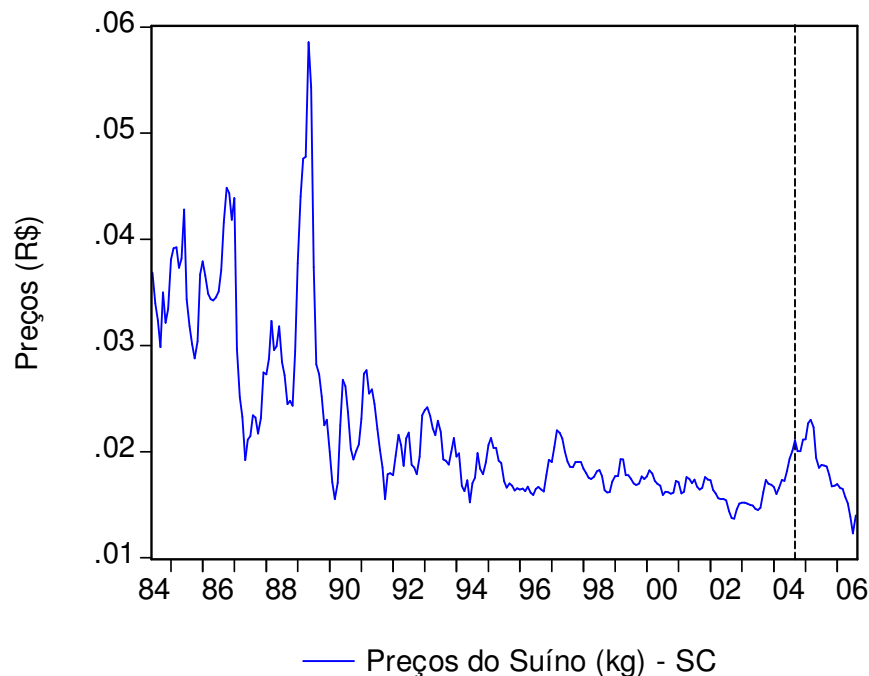
A variável *dummy* AFTOSA é igual 1 para observações na amostra iniciadas em setembro de 2004 e igual a zero nas demais observações.

Os parâmetros dos modelos foram estimados pelo método de máxima verossimilhança empregando uma distribuição normal, pois a maioria das modelagens de variância condicional utiliza tal método, dado que os parâmetros estimados são não-tendenciosos e consistentes. O algoritmo de otimização utilizado foi o *Berndt-Hall-Hall-Hausmann* (BHHH) conforme recomendado por (BOLLERSLEV, 1986) empregando-se na estimativa a matriz de variância-covariância de *Bollerslev & Wooldridge*. Todos os cálculos e estimativas dos parâmetros foram realizados com o auxílio do software *Eviews*, versão 5.0.

7. Análise dos Resultados

Analisando a figura 3 podemos perceber o comportamento dos preços da carne suína no período em que a economia brasileira passou por seis regimes monetários diferentes, resultado da implementação dos Planos econômicos das décadas de 1980 e 1990. Assim, em termos reais, o período de maior cotação foi o de janeiro de 1989 a março de 1990 (Cruzado novo). A partir de junho de 1994 (início do Plano Real) a julho de 2004, os preços ficam mais estáveis. No segundo semestre de 2004 os preços começam a cair com o aumento da variabilidade conforme mostra as figuras 3 e 4 (ver linhas tracejadas).

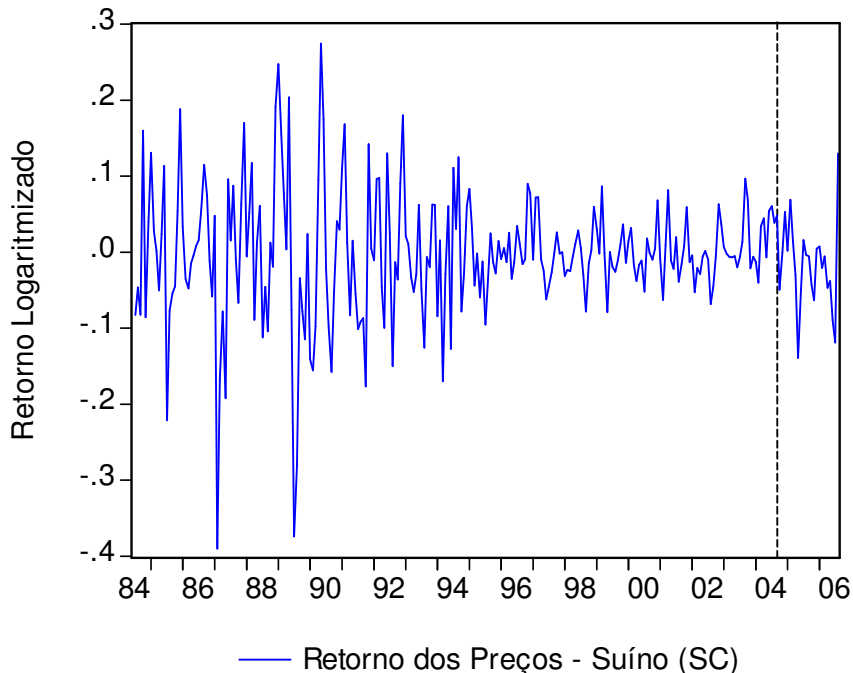
Figura 3. Preços recebidos pelos produtores – Suínos (SC)



Na figura 4, pode-se perceber a presença de agrupamentos de volatilidade na série de retornos, principalmente no período anterior ao Plano Real, indicando possivelmente a presença de heterocedasticidade condicional auto-regressiva. A linha tracejada presente em nos gráficos indica a data (setembro de 2004) do início dos focos de febre aftosa.

A tabela A1 no anexo resume as estatísticas descritivas da série de retornos dos preços (suínos). Observa-se que a volatilidade medida pelo desvio-padrão mostra-se alta (8,37% ao mês). O excesso de curtose evidencia que a série é leptocúrtica em relação à distribuição normal. Esses resultados sugerem a rejeição da hipótese nula de que a série segue uma distribuição normal, confirmado pelos elevados valores da estatística de *Jarque-Bera*.

Figura 4. Retornos dos preços recebidos pelos produtores – Suínos (SC)



Na figura A1 (anexo) temos o histograma da série de retornos mostrando uma densidade empírica ajustada. Vê-se que, embora aproximadamente simétrica, a curva apresenta valores afastados da parte central da distribuição (caudas longas).

A tabela A2 (anexo) apresenta as estimativas dos coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial para a série de retornos e retornos ao quadrado. Podemos afirmar que existem evidências de efeitos ARCH na série, pois os coeficientes de autocorrelação dos retornos e retornos ao quadrado estimados (5 defasagens), dado os resultados da estatística de *Ljung-Box*, demonstram um padrão de previsibilidade para a média condicional dos retornos dos preços.

Com a definição da equação da média condicional, um modelo AR(1), efetuou-se o teste ARCH-LM nos resíduos deste equação. Os resultados são reportados na tabela 2. Foi realizado o teste com 5, 10 e 20 defasagens. Assim, conforme demonstram os p-valores para as três defasagens.. Conforme demonstram os p-valores, podemos afirmar, que as séries de retornos em análise apresentam um padrão ARCH sugerindo a adequação de alguma modelagem da variância condicional dos dados.

Tabela 2. Teste ARCH-LM (Multiplicador de Lagrange)

Série de Retornos - Suínos				
Defasagens	Estatística F	valor-p	TR ²	valor-p
1	4.999	0.02	4.943	0.02
6	2.174	0.04	12.749	0.04
10	1.946	0.03	18.841	0.04
20	2.323	0.00	42.100	0.00

Na tabela 3 podemos observar que para o modelo GARCH (1,1) tradicional (sem variável AFTOSA), exceto a constante da equação da média e da variância, todos os parâmetros são significantes ao nível de 1% indicando um bom ajuste da série ao modelo. Percebe-se, também, que a persistência de choques na volatilidade dos retornos é elevada, pois a soma de $\alpha_1 + \beta_1$ é igual a 0,98. Tal resultado indica que um choque na série terá efeito por vários períodos sobre a volatilidade (o choque demora a dissipar).

Tabela 3. Resultados das estimativas dos parâmetros e da qualidade do ajuste dos modelos GARCH

Parâmetros	Estimativas	
	GARCH (1,1)*	GARCH (1,1)**
Equação da média		
C	-0.001984 (-0.467)	-0.000641 (-0.134)
ϕ_1	0.241057* (4.00)	0.265939* (3.966)
Equação da variância		
α_0	3.23E-05 (1.754)	1.20E-05 (0.846)
α_1	0.058533* (3.379)	0.041401* (3.057)
β_1	0.932552* (66.617)	0.947993* (76.849)
δ_1	-	0.000212** (1.997)
R ² ajustado	0.067	0.065
Akaike	-2.5383	-2.5551
Schwarz	-2.4707	-2.4741

*Valor significativo em nível de 1%

**Valor significativo em nível de 5%

A persistência do choque para os dois modelos GARCH é igual a $\alpha_1 + \beta_1$

$$\text{GARCH (1,1)*} / \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

$$\text{GARCH (1,1)**} / \sigma_t^2 = \alpha_0 + \delta_1 AFTOSA + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

Da mesma maneira, o resultado do modelo GARCH com a inclusão da variável AFTOSA, dada à significância estatística dos parâmetros α_1 , β_1 e δ_1 , pode confirmar a hipótese de que o foco de febre aftosa, que levou ao embargo da carne suína pelo principal importador do Brasil (Rússia), está vinculado ao aumento da volatilidade dos preços.

Tal fato é evidenciado também pela figura A2 (anexo) que demonstra que após o choque ocasionado pela aftosa a partir do segundo semestre de 2004, indicado pela linha tracejada, houve aumento expressivo da volatilidade. Ademais, os critérios de *Akaike* e *Schwarz* nos indicam que o modelo ajusta-se melhor a série de preços do que o modelo GARCH (1,1) tradicional.

Cabe ressaltar que os mesmos modelos foram estimados com a série histórica do preço médio recebido pelo produtor do suíno - Brasil (em corte/15 kg) em Reais da FGV/Agroanalysis, verificando-se, também, o choque provocado pelo advento da febre aftosa ocorrido em 2004, conforme ilustra a figura A3 no anexo.

8. Conclusões

Os resultados indicam que o foco de febre aftosa ocorrido em 2004 está vinculado ao aumento da volatilidade dos preços recebidos pelos produtores catarinenses da carne suína, confirmando a hipótese do trabalho. Esta constatação vem de encontro a pesquisas semelhantes realizadas em outros países, referendando a febre aftosa como fator de incerteza no mercado de carne suína. Isto implica maior dificuldade para os produtores perceberem a real tendência dos preços futuros, o que é agravado pelo fato de os produtores não contarem com nenhum mecanismo protetor (*hedging*) contra o risco de mercado, dificultando o planejamento da produção. Para a agroindústria processadora, a volatilidade pode comprometer a oferta de matéria-prima no médio e longo-prazos. Este segmento tem a alternativa de maior produção de produtos processados, cujos preços não acompanham os preços da carne *in natura* e estão mais atrelados ao comportamento da demanda. Portanto, a volatilidade tende ser mais prejudicial ao segmento produtor na cadeia de carne suína. Além disso, um surto de febre aftosa também está associado à perdas nas transações domésticas e internacionais, conforme visto nos autores consultados.

Desta forma, sendo a sanidade animal um bem público, os investimentos governamentais são essenciais para erradicar a febre aftosa e outras doenças animais. Gastos são necessários com pessoal e equipamentos para maior fiscalização das fronteiras secas com países limítrofes (Paraguai, Argentina e Bolívia), para maior agilização das equipes de controle da doença, para indenização adequada dos produtores afetados e também para dispor

de mais laboratórios com capacidade e agilidade de realizar exames químicos para detectar a presença da doença.

Do ponto de vista empresarial, torna-se estratégica a busca de novos mercados, reduzindo o quase monopólio russo da compra da carne catarinense. Porém grande parte deste esforço depende de o Brasil ser considerado pela OIE como livre de febre aftosa sem vacinação, o que daria acesso aos mercados representados por países ricos como Japão.

9. Referências Bibliográficas

AGUIAR, D.R.D. A Questão da transmissão de preços agrícolas. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.31, no.4, p.291-308, out/dez.1993.

ARADHYULA, S. V., HOLT, M. GARCH Time-Series Models: An Application to Retail Livestock Prices. **Western Journal of Agricultural Economics**. v.13(2), p. 365-374, 1988.

Associação Brasileira das Indústrias Produtoras e Exportadoras de Carne Suína, ABIPECS. **Relatório Anual**, 2005.

Associação Brasileira das Indústrias Produtoras e Exportadoras de Carne Suína, ABIPECS. **Relatório Anual**, 2004.

Associação Catarinense de Criadores de Suínos, A.C.C.S. **Relatório Anual**, 2004.

Associação Catarinense de Criadores de Suínos, A.C.C.S. **Relatório Anual**, 2005.

BECKER, G.S. Hog prices: questions and answers. **The National Council for Science and the Environment**. Washington, D.C. 1999. Disponível em: http://www.agriculturelaw.com/aglibrary/articles/hogprices_dec15_1999. Acesso em 23/04/2002.

BLAKE, A., SINCLAIR, M. T., SUGIYARTO, G. The Economy-Wide Effects of Foot and Mouth Disease in the UK Economy. **Working Paper** – Nottingham University Business School. 17p., 2002.

BOLLERSLEV, T. Generalized Autorregressive Conditional Heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v.31, p.307-327, 1986.

BURTON, M., YOUNG, T. The impact of BSE on the demand for beef and other meats in Great Britain. **Applied Economics**, 28, 687-693, 1996.

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

Fraser of Allander Institute, Economic Impact of the 2001 Foot and Mouth Disease Outbreak in Scotland. **Final Report** - University of Strathclyde. 103 p, 2003.

HANAWA, H.P., CHEN, Y.K. The Impact of BSE on Japanese Retail Beef Market. Selected Paper - Prepared for presentation **at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting**, Mobile, Alabama, February 1-5, 2003.

HSU, S. H., LEE, D. H., LIN, C. C. C. H. C., YANG, T.C. Foot-and-Mouth Disease on Taiwan Using a Dynamic Computable General Equilibrium Model. **American Agricultural Economics Association Annual Meeting**, Providence, Rhode Island, July 24-27, 25p., 2005.

JARVIS, L. S., CANCINO, J. P., BERVEJILLO, J. E. The Effect of Foot and Mouth Disease on Trade and Prices in International Beef Markets. **American Agricultural Economics Association Annual Meeting**, Providence, Rhode Island, July 24-27, 37p., 2005.

JIN, H.J., SKRIPNITCHENKO, A., KOO, W.W. The Effects of the BSE Outbreak in the United States on the Beef and Cattle Industry. **Special Report 03-4** - Center for Agricultural Policy and Trade Studies, North Dakota State University, 2004.

LIMA, R. C. A., MIRANDA, S. H. G., GALLI, F. Febre Aftosa: impacto sobre as exportações brasileiras de carnes e o contexto mundial das barreiras sanitárias. **Instituto de Estudos do Comércio e Negociações Internacionais**, 31p., 2005.

LIVANIS, G., MOSS, C. B. Price Transmission and Food Scares in the U.S. Beef Sector. International Agricultural Trade and Policy Center. **Working Paper Series** - University of Florida (Institute of Food and Agricultural Sciences), 18p., 2005.

LLOYD, T., MCCORRISTON, S., MORGAN, C.W., RAYNER, A.J. The Impact of Food Scares on Beef and Inter-Related Meat Markets. Selected Paper - **American Agricultural Economics Association Annual Meeting** Chicago, IL, August 8, 2001.

LYRA, T. M. P., SILVA, J. A. A Febre Aftosa no Brasil: 1960-2002. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**. v.56 (5) , p. 565-576, 2004.

MATTSON, J.W., JIN, H.J., KOO, W.W. The Effect of Lost Exports on U.S. Beef Prices. **Agribusiness & Applied Economics Report** No. 558 - Center for Agricultural Policy and Trade Studies, North Dakota State University, 2005.

KASSUM, J., MORGAN, N. The SPS Agreement: Livestock and Meat Trade, 16p., 2002. (Draft: not for dissemination).

KESAVAN, T., ARADHYULA, S. V., JOHNSON, S. R. Dynamics and Price Volatility in Farm-Retail Livestock Price Relationships. **Journal of Agricultural and Resource Economics**. v. 17(2), p. 348-361, 1992.

PITUCO, E. M., A importância da Febre Aftosa em Saúde Pública. SIC - Serviço de Informação da Carne. **Centro de Pesquisa e Desenvolvimento de Sanidade Animal** (Instituto Biológico), 7p., 2001.

Productivity Commission, Impact of a Foot and Mouth Disease Outbreak. **Australia. Research Report** - AusInfo, Canberra. 207 p, 2002.

REZITIS, A. Volatility Spillover Effects in Greek Consumer Meat Prices. **Agricultural Economics Review**, v. 4(1), p. 29-36, 2003.

RICH, K.M., MILLER, G.Y, WINTER-NELSON, A. A review of economic tools for the assessment of animal disease outbreaks. **Rev. sci. tech. Off. int. Epiz.**, 24(3), 833-845, 2005.

ROH, J. S., LIM, S.S., ADAM, B. D., The Impact of Foot-and-Mouth Disease (FMD) on Hog, Pork, and Beef Prices: the Experience in Korea. **Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management**. St. Louis, Missouri, April 17-18, 17p., 2006.

SAMARAJEWA, S., WEERAHEWA, J., BRED AHL, M. Impacts of BSE crisis on the canadian economy: an Input-Output analysis. Prepared for the **Annual Meeting of the Canadian Agricultural Economics Society** in Montreal, Quebec, May 25th-28th, 2006.

SILVA, T. G. R. D., MIRANDA, S. H. G. D. A febre aftosa e os impactos no setor de carnes. **Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA)**, 15p., 2006.

SWARAY, R. B. Volatility of Primary Commodity Prices: Some Evidence from Agricultural Exports in Sub-Saharan Africa, **Discussion Papers in Economics**, n.2002/06, University of York, 2002.

ZEN, S. D. Pecuaristas de todo o Brasil perdem com a aftosa. **Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA)**, 2p. , 2005.

Anexo

Tabela A1. Estatísticas descritivas da série de retornos dos preços (Suínos/SC)

Estadísticas	Retorno dos Preços - Suínos
Média	-0,003551
Mediana	-0,005767
Máximo	0,274486
Mínimo	-0,390016
Desvio-padrão	0,083736
Assimetria	-0,441147
Curtose	6,37556
Jarque-Bera (JB)	134.916
P-value JB	0.000000

Tabela A2. Estimativas dos coeficientes de autocorrelação para a série de retornos e retornos ao quadrado da série de preços – Suínos (SC)

Retornos	Coefficiente	Q stat. (p-value)	Retornos*	Coefficiente	Q stat. (p-value)
AC (1)	0.261	18.329 (0.000)	AC (1)	0.263	18.566 (0.000)
AC (2)	0.009	18.350 (0.000)	AC (2)	0.064	19.659 (0.000)
AC (3)	-0.016	18.418 (0.000)	AC (3)	0.144	25.268 (0.000)
AC (4)	-0.155	24.979 (0.000)	AC (4)	0.087	27.304 (0.000)
AC (5)	-0.148	30.927 (0.000)	AC (5)	0.084	29.221 (0.000)
ACP (1)	0.261	18.329 (0.000)	ACP (1)	0.263	18.566 (0.000)
ACP (2)	-0.064	18.350 (0.000)	ACP (2)	-0.006	19.659 (0.000)
ACP (3)	-0.002	18.418 (0.000)	ACP (3)	0.138	25.268 (0.000)
ACP (4)	-0.162	24.979 (0.000)	ACP (4)	0.016	27.304 (0.000)
ACP (5)	-0.071	30.927 (0.000)	ACP (5)	0.059	29.221 (0.000)

AC = Função de autocorrelação / ACP = Função de autocorrelação parcial

() Os números entre parênteses indicam a defasagem.

Q stat é a estatística de Ljung-Box.

Retornos* = Retornos ao quadrado

Figura A1. Distribuição dos retornos dos preços (Suínos/SC)

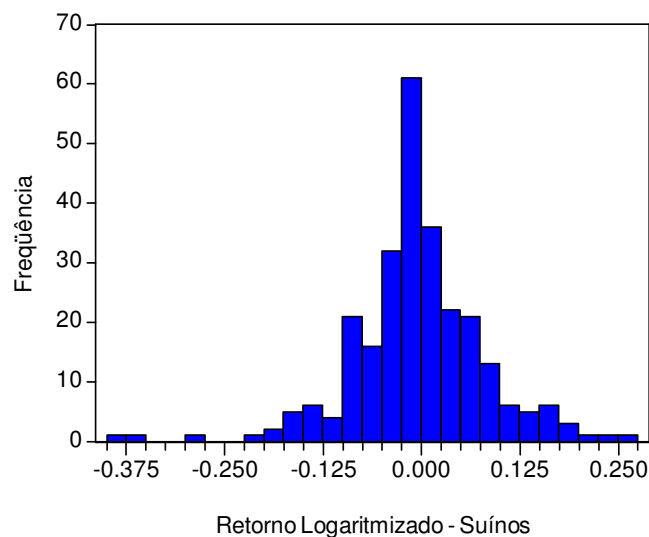


Figura A2. Volatilidade estimada pelo modelo GARCH – Preços de Santa Catarina

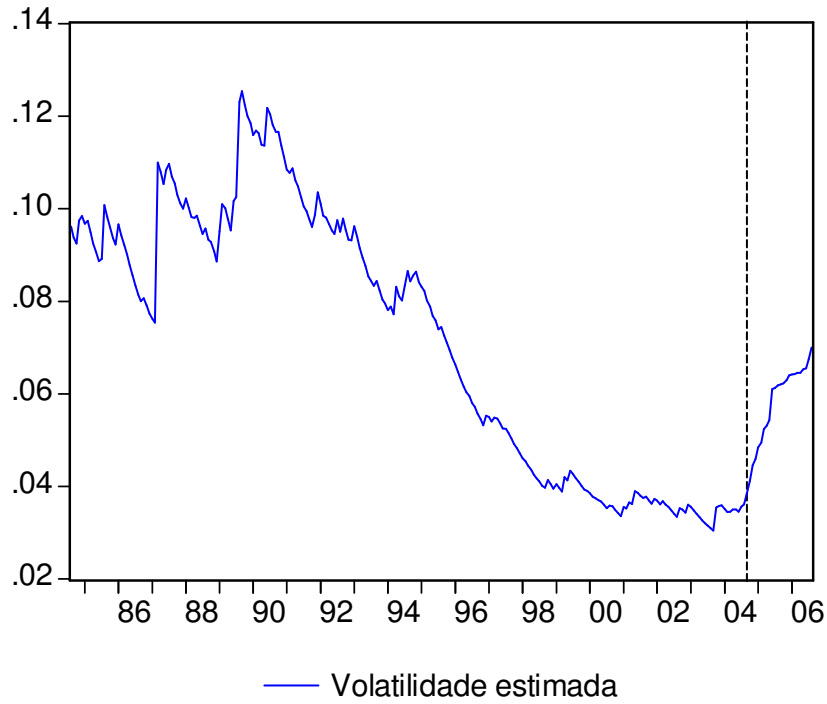


Figura A3. Volatilidade estimada pelo modelo GARCH – Preços Brasil

