


TEXTO PARA DISCUSSÃO



*Transmissão de Preços na Cadeia de Carne
Suína: Uma Aplicação para os Preços de
São Paulo**

*Celso Leonardo Weydman
Fernando Seabra*

Nº 11/2006

**Cópia do Texto Originalmente publicado pela Revista
de Economia e Agronegócio em 2006, do
Departamento de Economia Rural da Universidade
Federal de Viçosa.*

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CENTRO SÓCIO-ECONÔMICO
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
Campus Universitário – Trindade
CEP 88049-970 – Florianópolis – Santa Catarina
Tel.: (48) 3331.9458 – Fax.: (48) 3331.9776

Transmissão de preços na cadeia de carne suína: uma aplicação para os preços de São Paulo.¹

Celso Leonardo Weydmann²
Fernando Seabra³

Resumo - Transformações ocorridas na cadeia suína permitem que se questione se o segmento atacadista-processador de carne suína é líder na transmissão do preço, e ,também, se preços são indicadores eficientes. Para isso, procura-se identificar a liderança de preços na cadeia e os efeitos da instabilidade dos preços sobre três níveis de preços da cadeia suinícola de São Paulo no período de 1995 a 2005. Por meio de um modelo VAR, incluindo a instabilidade de preços (processo ARCH), e do teste de causalidade de Granger, constatou-se que os preços do atacado são transmitidos ao setor produtor e que a variância condicional dos preços do atacado é transmitida aos preços do produtor e varejo. Conclui-se que a cadeia suinícola segue o mesmo padrão de liderança de outras cadeias, e que a ineficiência na cadeia suína fragiliza especialmente o setor produtor.

Palavras-chaves: transmissão de preço; cadeia produtiva, carne suína.

1. Introdução

Conforme ocorre com outras cadeias de carnes, a cadeia suinícola passa por diversas mudanças, tais como o avanço tecnológico na produção de insumos e de animais (Santini e Souza Filho, 2004), alterações na geografia da produção – expandindo-se os rebanhos em direção à região Centro-Oeste – e ganhos da competitividade da indústria de abate e processamento de carne suína, tendo em vista as crescentes exportações do setor (Silva Júnior *et alii*, 2003). Estas transformações podem ser vistas como alternativas para o setor superar algumas restrições como o baixo consumo interno (Deschamps *et alii*,1998), a concorrência de outras carnes como bovina e, principalmente, de frango (Santana, 1999) e o crescimento das redes de supermercados, tendo maior poder de ditar preços (Blecher, 2002).

¹ Os autores agradecem os comentários do Prof. João Sanson e de dois pareceristas anônimos, isentando-os, todavia, de qualquer erro remanescente.

² Professor Titular - Departamento de Economia – Universidade Federal Santa Catarina – email: celsolw@cse.ufsc.br

³ Professor Titular - Departamento de Economia – Universidade Federal Santa Catarina – email: seabra@cse.ufsc.br

Os ganhos de eficiência na produção e a maior concorrência no atacado e varejo são compatibilizados por ajustes de preços dos agentes na cadeia. Para evitar o achatamento das margens, cada agente procura repassar as variações desfavoráveis dos preços. Estudos realizados nos anos 80 e 90 mostram que a liderança na transmissão dos preços está no segmento de industrialização quando o produto é processável; e, no atacado, para perecíveis (Aguiar, 1993). No caso da carne de frango, Bittencourt e Barros (1996) constataram a importância do setor processador na formação dos preços na região Sul. Conforme apontado por Paula (2000), a liderança do segmento processador pode ser contraposta pela ampliação do poder de mercado do setor varejista. Ou seja, as transformações e restrições descritas anteriormente podem ter também atingido a liderança na formação de preços dentro da cadeia suínica. Daí questiona-se: o segmento processador de carne suína é líder na transmissão do preço na cadeia? Dado o acirramento da concorrência, a variabilidade do preço de um segmento tem impacto nos preços de outros segmentos, ou seja, os preços na cadeia não são indicadores eficientes?

Assim, neste trabalho, analisam-se os preços da carne suína aos níveis do produtor, atacado e varejo em São Paulo, com o objetivo de identificar a liderança na transmissão dos preços e, ainda, verificar a influência da variabilidade dos preços de cada segmento sobre os preços dos demais segmentos.

Supõe-se que o segmento atacadista de carne suína é o líder na transmissão de preços na cadeia. Admite-se também que a variabilidade dos preços no setor atacadista influencia a transmissão dos preços dos demais setores. Neste sentido, a cadeia suínica teria mantido nos últimos anos o padrão de liderança já estabelecido em outras cadeias, porém a formação de preços na cadeia teria perdido eficiência porque haveria transmissão da variabilidade dos preços entre os segmentos.

A importância do trabalho reside na tentativa de reduzir a lacuna da falta de análise de preços na cadeia de carne suína, a qual também pode auxiliar na melhor compreensão da crise de preços vivenciada pelo segmento produtor.

2. Revisão de literatura

Nesta seção apresentam-se evidências da literatura para dar suporte às hipóteses do estudo, formuladas na seção anterior.

A transmissão de preços trata da identificação do agente da cadeia (produtor, atacadista e varejista) que origina a mudança de preços da carne suína, ao qual se denomina líder. Segundo Barros (1990), a liderança está associada à sensibilidade do setor às variações da oferta e demanda, ao custo para alterar os preços, à quantidade de transações com poucos produtos (especialização), e ao risco de prejuízo importante caso as transações não se concretizem. O segmento produtor, por ser atomizado, não teria poder de fixar preços e o setor varejista é não especializado e faria ajustes graduais nos preços visando preservar uma margem de ganho considerada adequada. Esta última visão, entretanto, não é compartilhada por Becker (1999) para quem o setor varejista evitaria freqüentes remarcações de preços, fazendo-as apenas sob pressão significativa dos custos. De qualquer maneira, portanto, parece que choques de oferta e demanda inicialmente influenciariam os preços do setor atacadista⁴.

Segundo Aguiar (1993), a variação do preço iniciada no atacado é ajustada por meio de defasagem distribuída no tempo pelos produtores e varejistas. Bittencourt e Barros (1996) constataram um período de três meses para que o preço do frango retornasse ao estado de equilíbrio, e concluíram pela eficiência dos preços dos produtores de frango dos estados de Santa Catarina, Paraná e São Paulo, justificado pelo alto grau de integração da avicultura destes estados. Para Jones (2005), a eficiência do mercado ocorre quando toda a informação disponível no mercado no tempo t é refletida nos preços contemporâneos. Porém, se a volatilidade dos preços é transmitida entre os segmentos do mercado, então é possível que a informação de um segmento seja utilizada para prever os preços em outro segmento, contrariando a hipótese de mercado eficiente. O autor concluiu pela existência de ineficiência na cadeia de carne suína americana ao constatar forte transmissão das variações dos preços dos segmentos produtor e atacado. Portanto, havendo ineficiência do mercado, o tempo de ajuste dos preços para retornar ao equilíbrio pode ser maior em relação ao mercado caso seja eficiente.

Outro aspecto destacado por Aguiar (1993) é a intensidade da transmissão dos preços, que tende ser maior nos primeiros meses após o choque inicial. A intensidade é medida pela elasticidade de transmissão de preços e tende a ser igual ou menor que um, implicando que os agentes de comercialização não amplificam os choques de preços. As elasticidades de transmissão de preços entre atacado e produtor não são muito diferentes das elasticidades

⁴ Aguiar (1993) resume outros modelos que relacionam preços nos diversos segmentos de comercialização, formulados nos anos 70 e 80.

entre atacado e varejo. O autor destaca que elasticidades maiores que um foram obtidas entre os mercados externo e interno para o preço da soja.

A transmissão de preços também pode ser assimétrica entre os níveis de mercado. Hahn (1990) *apud* Aguiar (1993) detectou que no caso de produtos de carne suína e bovina, o varejo transmite mais intensamente as elevações de preço, dada a variação do mesmo no atacado. A explicação estaria na estrutura concentrada do setor e na inelasticidade da demanda. Neste sentido, Santana (1999) estimou que a elasticidade-preço da carne de frango é $-0,332$, de boi é $-0,271$ (demandas inelásticas) e zero (demanda perfeitamente inelástica) para carne suína.

Bacchi (1995) verificou a transmissão de preços recebidos pelos produtores de bovino, suíno e frango em São Paulo por meio do modelo de causalidade de Sims. Os resultados indicaram que o preço do frango é transmitido ao preço do suíno e bovino, o que refletiria a queda do preço da carne de frango e da sua crescente importância no consumo. Em períodos de queda do preço da carne suína, o preço da carne de frango também cai. Santana (1999) obteve evidências de elasticidade cruzada da demanda entre as carnes, sendo a carne de frango substituta complementar da suína e bovina pelo fato de ser consumida com as outras carnes. Já a carne suína revelou-se substituta das outras.

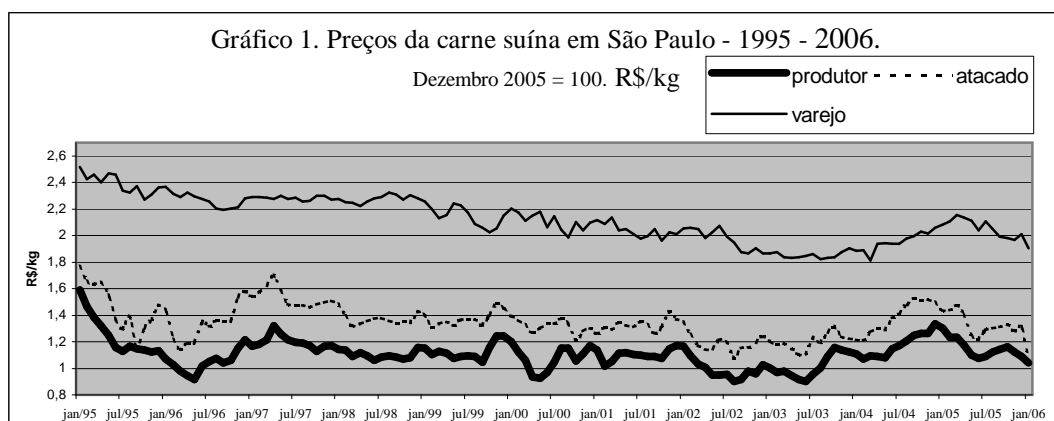
As evidências mostram que pouco se sabe sobre a transmissão de preço na cadeia da carne suína. Sendo assim, e por semelhança com a transmissão que ocorre em outras cadeias, argumenta-se que o setor atacadista é o líder na transmissão de preços na cadeia suína por reunir as características apontadas na revisão. Tendo em vista a grande expansão do consumo de carne de frango, e a complementariedade do seu consumo com a carne suína, então esta última possui a demanda mais elástica aos preços, os quais tendem a apresentar maior variabilidade. Como a demanda tende a ser estável, e como o segmento produtor é atomizado, então a variabilidade dos preços do atacado contamina os preços do varejo e do produtor, seguindo o padrão da liderança de transmissão dos preços. Em decorrência, a cadeia suína não seria eficiente e o tempo de ajuste tenderia a ser maior entre os agentes frente às variações de preço. Estas afirmações serão verificadas nas próximas seções.

3. A cadeia de carne suína brasileira

O Brasil detém a quarta posição no ranking mundial tanto em termos de produção de carne suína quanto em relação às exportações deste produto, tendo alcançado em 2005 uma

produção de 2.732 mil toneladas e uma exportação de 625 mil toneladas. No período 2000 a 2005, as exportações cresceram 362% e a produção interna evolui apenas 6,8%, refletindo uma queda no consumo interno de 14%, que totalizou 2.084 mil toneladas. A redução, segundo Deschamps *et alii* (1998), está associada com o alto preço, maior proporção de itens industrializados (70%) em relação à carne *in natura*, e os preconceitos contra a carne suína, como pouco saudável e excessivamente gorda. Outros fatores também concorrem, segundo a ABIPECS (2005), como a concorrência da carne de frango e boi e o consumo de carnes mais baratas. Portanto, o crescimento das vendas externas tem compatibilizado a demanda e oferta domésticas, evitando uma tendência de queda mais expressiva dos preços na última década, conforme pode ser visto no gráfico 1.

A região Sul possui mais da metade do rebanho nacional, seguida pela região Sudeste e Centro-Oeste, sendo que nesta última verificam-se as maiores taxas de expansão do rebanho nos últimos anos. No Sul a produção suinícola é organizada majoritariamente na forma de integração entre produtoras e agroindústrias e tem os melhores índices tecnológicos como a média de dias não produtivos das fêmeas, número de leitões desmamados por fêmea, idade de desmame, e taxa de conversão alimentar. O preço é baseado em um preço-base, definido por cooperativas e agroindústrias, adicionado de um percentual que varia de acordo com os índices zootécnicos. A região é a grande abastecedora dos mercados paulista, carioca, mineiro, baiano e cearense (Santos e Aguiar, 2003).



Fonte: Instituto de Economia Agrícola – SP.

Fora do Sul predominam os produtores independentes. Para Pinheiro (2000) apud Santos e Aguiar (2003), a determinação do preço é baseada no mercado percebido pelos produtores e compradores em reuniões semanais, o que minimizaria os riscos de grandes oscilações de

preços. O preço tende a ser 40% maior que no Sul em determinadas épocas do ano enquanto que a volatilidade é maior em São Paulo e na região Sudeste (comparativamente ao Sul), evidenciando que os suinocultores sulistas estão mais expostos ao risco de preço.

A estrutura do setor atacadista, composto pelas agroindústrias e frigoríficos, caracteriza-se pela concentração geográfica e do número de empresas. Em 2004, cerca de 88% do abate sob inspeção federal, totalizando cerca de 24,3 milhões de cabeças, foi nos três estados da região Sul, São Paulo e Minas Gerais, sendo que as seis maiores empresas processadoras abateram a metade daquele total (ABIPECS, 2004). A tendência do segmento é de crescente concentração (Santos e Aguiar, 2003).

O setor varejista se caracteriza pela concentração. Em 1997, as cinco maiores redes varejistas atendiam 27% do mercado, chegando a 39% em 2002. Com isso as grandes redes têm elevado seu poder de negociação com os fornecedores, o que, segundo as grandes redes, tem favorecido a estabilidade dos preços no varejo. Alternativamente, existem as redes médias, os pequenos varejos, e os supermercados de vizinhança localizados no subúrbios e periferia das grandes cidades (Blecher, 2003). Segundo Neves e Machado Filho (1996) estas tendências também foram percebidas no varejo europeu, constituindo-se os hipermercados e supermercados nos locais de maior expansão na compra de carnes e frios.

Em resumo, a cadeia suinícola tem uma estrutura atomizada na produção, sendo a organização da produção e a formação de preços distintas na região Sul e no resto do país. O setor de abate é concentrado em poucas grandes empresas, que produzem embutidos com maior preço do que as carnes de frango e bovina, o que explica o baixo consumo de carne suína. As crescentes vendas de carne suína ao mercado externo, por sua vez, atribuem maior poder de negociação ao mercado atacadista, na medida em que ocorre a expansão da demanda. Por fim, a concentração das redes de supermercados, e a intensa concorrência via preços entre eles, implica em dificuldades do varejo repercutir aumentos de preços no atacado.

4. Metodologia

A análise dos preços da cadeia suína utiliza os preços do produtor, atacado e varejo disponibilizados no sítio do Instituto de Economia Agrícola de São Paulo para o período de

janeiro de 1995 a janeiro de 2006⁵. Os dados foram deflacionados para dezembro de 2005 usando-se o IPA-OG – carnes e derivados da FGV.

A análise econométrica consiste em um modelo vetor auto-regressivo estimado em dois estágios. Sob a hipótese de que a instabilidade dos preços, nos três mercados considerados, também influencia a transmissão entre os preços do produtor, atacado e varejo, estima-se, primeiramente, um modelo ARCH⁶ para computar a variabilidade condicionada dos preços. A vantagem da estimação por este método é que se mede a variância condicional – e não incondicional, como em estudos anteriores, a exemplo de Jones (1995) – do preço do produto. O segundo estágio diz respeito à estimação do VAR propriamente dito. Neste modelo os preços de carne suína nos três mercados, produtor, atacado e varejo, são tratados como endógenos e as variâncias condicionais (obtidas no primeiro estágio) como exógenas. Em termos matemáticos, o modelo VAR está descrito pelas equações (1)-(3) e as equações para estimação da variância condicional (modelo ARCH) pelas equações (4)-(6), como segue:

$$pp_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_{1i} pp_{t-i} + \sum_{j=1}^q a_{2j} pa_{t-j} + \sum_{m=1}^q a_{3m} pv_{t-m} + a_4 h_{pp} + a_5 h_{pa} + a_6 h_{pv} + e_1 \quad (1)$$

$$pa_t = b_0 + \sum_{i=1}^q b_{1i} pp_{t-i} + \sum_{j=1}^q b_{2j} pa_{t-j} + \sum_{m=1}^q b_{3m} pv_{t-m} + b_4 h_{pp} + b_5 h_{pa} + b_6 h_{pv} + e_2 \quad (2)$$

$$pv_t = c_0 + \sum_{i=1}^q c_{1i} pp_{t-i} + \sum_{j=1}^q c_{2j} pa_{t-j} + \sum_{m=1}^q c_{3m} pv_{t-m} + c_4 h_{pp} + c_5 h_{pa} + c_6 h_{pv} + e_3 \quad (3)$$

$$h_{pp,t} = \sum_{i=0}^p d_i \hat{u}_{pp,t-i}^2 \quad \text{dado} \quad pp_t = \sum_{j=1}^m f_j pp_{t-j} + u_{pp,t} \quad (4)$$

$$h_{pa,t} = \sum_{i=0}^p d_i \hat{u}_{pa,t-i}^2 \quad \text{dado} \quad pa_t = \sum_{j=1}^m f_j pa_{t-j} + u_{pa,t} \quad (5)$$

$$h_{pv,t} = \sum_{i=0}^p d_i \hat{u}_{pv,t-i}^2 \quad \text{dado} \quad pv_t = \sum_{j=1}^m f_j pv_{t-j} + u_{pv,t} \quad (6)$$

onde pp é o preço da carne suína pago ao produtor, pa é o preço da carne suína pago no atacado, pv é o preço da carne suína pago no varejo, h_{pp} , h_{pa} , h_{pv} são as variâncias condicionais dos preços em cada um dos mercados, e_1 , e_2 , e_3 são os termos estocásticos em cada uma das equações de transmissão de preços, u_{pp} , u_{pa} , u_{pv} são os erros da equação da média no modelo ARCH os quais são usados para a estimação da variância condicional de

⁵ <http://www.iea.sp.gov.br/>

⁶ O modelo ARCH (heteroscedasticidade condicional auto-regressiva) foi originalmente desenvolvido por Engle(1982).

cada mercado. As defasagens no modelo VAR(q) e no modelo ARCH (p e m) são determinadas pelo critério de Akaike.

Por fim, no sentido de ratificar a direção dos mecanismos de transmissão, procede-se ao teste de causalidade de Granger, estimado a partir da própria estrutura do modelo VAR. Este teste tem sido utilizado para aferir o sentido dos preços entre mercados⁷. Conforme alertado por Enders (2003), a causalidade de Granger mede unicamente os efeitos dos valores passados, por exemplo, de X_t nos valores contemporâneos de Y_t . Ou seja, o teste não trata da causalidade contemporânea entre X_t e Y_t ⁸.

5. Análise dos resultados

De modo preliminar à estimação do modelo VAR, as séries de preços foram submetidas ao teste ADF para detectar a presença de raízes unitárias. Como pode ser visto na tabela A1 no anexo, os testes mostraram que as três variáveis são estacionárias a 5%. Além disso, as tabelas A2, A3 e A4, também no anexo, mostram a decomposição da variância do preço da carne suína nos três segmentos de comercialização. Na tabela A2, na qual se tem a decomposição da variância do preço do produtor, nota-se que os preços do atacado explicam uma parcela grande do erro de previsão nos dois primeiros meses. Através da tabela A3, pode-se verificar que a variância do preço da carne suína no atacado não é explicada pelos demais preços, o que pode indicar a condição de segmento formador de preço no mercado. A variância do preço da carne suína no varejo (tabela A4) inicialmente não é explicada pelos outros preços, porém nota-se que é crescente a influência dos preços do atacado com o passar do tempo. Estes resultados sugerem que os preços do atacado exercem uma influência importante na formação dos preços do produtor e do varejo.

⁷ Um exemplo de aplicações do teste de causalidade de Granger para mercados agrícolas de diversos países é Conforti (2004).

⁸ O teste pode ser visto como composto de duas regressões para todos os pares de variáveis na análise.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_n y_{t-n} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_n x_{t-n} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_n x_{t-n} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_n y_{t-n} + \mu_t \quad (2)$$

Na primeira regressão verifica-se a influência dos valores passados de x (até a defasagem $t-n$) nos valores contemporâneos de y , sendo esta influência invertida na segunda regressão. O resultado do teste é baseado na estatística F com base no teste de Wald em cada regressão para verificar a seguinte hipótese:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = 0$$

A hipótese nula é que x não causa y , no sentido de Granger, na regressão (1), e que y não causa x , no sentido de Granger, na regressão (2).

O resultado pode indicar causalidade unidirecional quando apenas os coeficientes de uma das variáveis defasadas são significantes indicando que X causa Y ou Y causa X . Pode haver causalidade bidirecional quando os valores defasados de ambas variáveis são significantes, neste caso Y causa X e X causa Y .

Para examinar de modo mais detalhado a hipótese de transmissão de preços entre os três mercados, estima-se um modelo VAR de acordo com as equações (1), (2) e (3). O primeiro passo é a estimação da variância condicional a partir da formulação de um modelo autorregressivo para o preço de cada mercado. O teste ARCH foi estatisticamente significativo para os três casos e as variâncias condicionais (h_{pp} , h_{pa} , h_{pv}) foram então estimadas, com base nas variâncias passadas e com o número de defasagens escolhido pelo critério de Akaike. Os resultados dos testes ARCH estão na tabela A5, no anexo. O segundo passo é a estimação do modelo VAR propriamente dito, cujos resultados estão na Tabela 1.

É importante notar que os coeficientes dos preços são elasticidades uma vez que estas séries foram transformadas em logaritmos. O preço da carne suína ao produtor é o que sofre mais influência dos preços nos demais mercados, o que evidencia a fragilidade deste segmento da cadeia produtiva (em relação ao atacado e varejo). Isto é ainda confirmado pelo fato de o preço ao produtor defasado não ser significativo na determinação do preço da carne suína nos mercados de atacado e varejo. De fato, o preço no atacado é influenciado pelos próprios preços passados e pelo preço no varejo defasado um mês (e com uma elasticidade positiva igual a 0,283). De modo muito semelhante, os preços do varejo são também influenciados pelos próprios preços em meses anteriores e pelo preço do atacado defasado (com elasticidade de 0,266). Os resultados do modelo VAR indicam que as equações para os preços ao produtor e para o varejo são melhores especificadas, o que corrobora o resultado de que os preços no atacado são menos dependentes dos preços nos demais mercados.

Quanto aos efeitos da variância condicional dos preços, os resultados indicam que apenas a instabilidade dos preços no atacado é estatisticamente significativa nas equações dos preços ao produtor e do próprio preço ao atacado. Este resultado confirma o papel decisivo do mercado de atacado não só quanto ao nível de seus preços, mas também quanto à variabilidade dos mesmos.

Uma vez detectada alguma influência entre os preços dos segmentos, utilizou-se o modelo de causalção de Granger para melhor determinar o sentido de influência dos preços, conforme a tabela A6 no anexo. Os preços do atacado e varejo Granger-causam os preços do produtor, significando que os preços contemporâneos deste último sofrem influência significativa dos preços passados do atacado e varejo. Os resultados também indicam que os preços do varejo e do produtor não Granger-causam os preços do atacado e que os preços do atacado Granger-causam os preços do varejo. Em resumo, os resultados corroboram a maior exogeneidade dos

preços do atacado em relação aos preços ao produtor e varejo, situando portanto neste mercado o principal foco de origem de transmissão de preços para a cadeia de carne suína.

Tabela 1 -. Estimativas do modelo VAR para os preços do suíno ao produtor e da carne suína no atacado e no varejo. São Paulo. 1995-2006.

Coeficientes	Variável Dependente		
	PP _t	PA _t	PV _t
Constante	0,156*	0,204*	0,045
	(2,45)	(2,05)	(0,63)
PP _{t-1}	0,570*	-0,327	-0,055
	(4,29)	(-1,59)	(-0,37)
PP _{t-2}	0,107	0,094	0,004
	(0,89)	(0,50)	(0,037)
PA _{t-1}	0,466*	1,243*	0,266*
	(5,13)	(8,80)	(2,61)
PA _{t-2}	-0,295*	-0,276*	-0,116
	(-3,16)	(-1,91)	(-1,11)
PV _{t-1}	0,206*	0,283*	0,682*
	(2,50)	(2,20)	(7,34)
PV _{t-2}	-0,22*	-0,242*	0,226*
	(-2,93)	(-2,00)	(2,58)
h _{pp,t}	-2,599	3,655	-2,213
	(-0,55)	(0,49)	(-0,41)
h _{pa,t}	6,137*	5,774*	1,746
	(3,40)	(2,06)	(0,86)
h _{pv,t}	-4,673	-9,579	-4,927
	(-0,90)	(-1,19)	(-0,84)
R ² -ajustado	0,856	0,804	0,917
Akaike (AIC)	-3,667	-2,785	-3,434

* significativa a 5%; PP – preço do produtor; PA– preço do atacado; PV – preço do varejo; h_{pp} – variância do preço do produtor; h_{pa} – variância do preço do atacado; h_{pv}- variância do preço do varejo.

Fonte: dados da pesquisa.

6. Conclusões

A análise da decomposição da variância permitiu verificar que os preços do atacado explicam parte importante dos erros de previsão do produtor. O modelo VAR mostrou que os preços da carne suína ao produtor são significativamente influenciados por variações passadas dos preços do atacado e varejo. Os preços do varejo são também afetados de modo significativo por variações defasadas de preços no nível de atacado. Além disso, os preços do atacado Granger-causam os preços do produtor e varejo. Em decorrência destes resultados, pode-se afirmar que há fortes evidências para aceitar a hipótese de que os preços do atacado lideram a transmissão do preço ao setor produtor e também ao setor varejista. Desta forma, este estudo corrobora a importância do atacado na transmissão do preço já constatada por Aguiar (1993), Bacchi (1995) e Bittencourt e Barros (1996).

Outro resultado encontrado é que a variabilidade dos preços do atacado (medida pela variância condicional da série) é transmitida aos preços do produtor e varejo, o que aponta para a existência de ineficiência na cadeia suína. Isto pode implicar que os preços na cadeia tendem a demorar mais tempo para retornar ao equilíbrio após um choque no preço do atacado. Esta instabilidade tem efeitos adversos mais importantes sobre o produtor de suínos, que – pela estrutura de produção existente – dispõe de menos recursos para se proteger do risco-preço. A inexistência de um mercado futuro para o preço do suíno pode explicar, pelo menos parcialmente, a maior vulnerabilidade do produtor em relação a variações sazonais e de choques de mercado, conforme já indicado por Jones (2005).

Estudos sobre a relação dos preços da cadeia da carne suína com preços de outras cadeias de carnes substitutas, como de frango e bovina, são extensões naturais do presente estudo e podem ampliar o entendimento da formação dos preços nestes mercados e a influência entre eles.

7. 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.

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.

- BACCHI, M.R.P. Causalidade entre preços no mercado de carnes do estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, SOBER, Brasília, v.34, no.2, p51-50, nov/dez/1995.
- BARROS, G.S.A.C. Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, FGV, 44(1): 5-20, jan./mar. 1990.
- 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.
- BITTENCOURT, M.V.L & BARROS, G.S.C. Relações de preço de frango nas regiões Sul e Sudeste do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.34, no.3 e 4, p.147-169, jul/dez 1996.
- BLECHER, N. A ditadura do varejo. **Revista Exame**, São Paulo, ano 36, no.12, junho 2002; pp.
- CONFORTI, P. Price Transmission in Selected Agricultural Markets. In: **Fao Commodity and Trade Policy Research Working Paper**, no. 7, Mar. 2004.
- DESCHAMPS, J.C.; LUCIA JUNIOR, T.e TALAMINI, D.J.D. A cadeia produtiva da suinocultura. In: **Agronegócio brasileiro, ciência, tecnologia e competitividade**. Editado por Ruy de Araújo Caldas et al. Brasília, CNPq, 1998.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. John Wiley & Sons, Inc. 2004.
- ENGLE, R. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation. In **Econometrica**. V. 50, p 987-1008, 1982.
- HAHN, W.F. Price transmission asymmetry in pork and beef markets. **The Journal of Agricultural Economics Research**, 42(2): 21-30, 1990.
- JONES, K.G. Price volatility and transmission in the hog and pork markets. Paper presented at the annual meeting of the Southern Agricultural Economics Association, Little Rock, Arkansas, 2005. Disponível em <http://agecon.lib.umn.edu/>. Acesso em 04/2006.
- NEVES, M.F. & MACHADO FILHO. A distribuição varejista na Europa. In: **Agribusiness Europeu**. Cláudio A. Pinheiro Machado Filho, Eduardo Eugênio Spers, Fabio Ribas Chaddad e Marcos Fava Neves. São Paulo: Pioneira, 1996.
- PAULA, N.M. Mudança estrutural na indústria alimentar: um *survey* sobre tendências à concentração. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, SOBER, vol.38, no.3, 2003.
- PINHEIRO, L.L. **Condicionantes da competitividade da suinocultura na Zona da Mata Mineira**. Viçosa: UFV, 2000.115p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa.

SANTANA, A. C. Mudanças recentes nas relações de demanda de carne no Brasil. **Revista Economia e Sociologia Rural**, vol.37, no.2, abr/jun, 1999.

SANTINI, G. A. ; SOUZA FILHO, H. M. . Mudanças tecnológicas em cadeias agroindustriais: uma análise dos elos de processamento da pecuária de corte, avicultura de corte e suinocultura. In: **XLII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural**, 2004, Cuiabá. Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 2004. vol. 1.

SANTOS, A.H.G.; AGUIAR, D. Análise dos fatores determinantes da viabilidade de implantação do contrato futuro de suínos no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, Departamento de Economia Rural - vol.1, 2, 2003 – Viçosa: UFV 2003-

SILVA JÚNIOR, A.G.; GOMES, M.F.M.; BARBOSA, T.R.C. e GALVÃO DA SILVA JÚNIOR, A. Programas de qualidade e indicadores de desempenho da indústria de abate e processamento de suínos na região Centro Sul do Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, Departamento de Economia Rural, vol.1, no. 3, 2003. – Viçosa: UFV 2003-

Anexo

Tabela A1. Testes de raiz unitária para os preços (ADF)

Variáveis	Defasagens(Akaike)	Modelo	Estatística t
Preço produtor	1	Com constante	-4,57*
Preço atacado	12	Com constante e tendência	-3,86**
Preço varejo	0	Com constante e tendência	-4,02*

* significativa a 1%; ** significativa a 5%.

Fonte: dados da pesquisa

Tabela A2. Decomposição da variância dos erros de previsão do preço do suíno ao produtor. São Paulo, 1995-2006. %

Meses	Desvio-padrão	PP	PA	PV
1	0,03	44,67	55,32	0,00
2	0,05	22,43	75,53	2,03
3	0,07	15,14	82,72	2,12
4	0,08	12,09	85,72	2,18
5	0,08	10,77	87,04	2,18
8	0,09	10,44	87,35	2,19
10	0,09	10,89	86,86	2,24

PP - preço produtor; PA - preço atacado; PV - preço varejo

Fonte: dados da pesquisa

Tabela A3. Decomposição da variância dos erros de previsão do preço do suíno no atacado. São Paulo, 1995-2006. %

Meses	Desvio-padrão	PP	PA	PV
1	0,05	0,00	100	0,00
2	0,08	1,02	97,20	1,76
3	0,10	2,33	95,58	2,07
4	0,11	3,83	93,76	2,39
5	0,12	5,31	92,04	2,64
8	0,12	8,70	87,91	3,37
10	0,13	9,90	86,19	3,89

PP - preço produtor; PA - preço atacado; PV - preço varejo

Fonte: dados da pesquisa

Tabela A4. Decomposição da variância dos erros de previsão do preço do suíno no atacado. São Paulo, 1995-2006. %

Meses	Desvio-padrão	PP	PA	PV
1	0,04	0,42	2,12	97,36
2	0,05	0,62	12,74	86,63
3	0,06	1,18	19,44	79,37
4	0,07	1,86	24,72	73,4
5	0,08	2,64	28,23	69,11
8	0,10	5,04	33,22	61,73
10	0,11	6,45	34,17	59,36

PP - preço produtor; PA - preço atacado; PV - preço varejo

Fonte: dados da pesquisa

Tabela A5. Teste ARCH*

Variável dependente (equação)	p	TR ²
h_{pp} (equação 4)	12	TR ² = 128 x 0,114 = 14,59
h_{ap} (equação 5)	3	TR ² = 128 x 0,089 = 11,39
h_{vp} (equação 6)	11	TR ² = 128 x 0,118 = 15,10

*Este teste é dado por TR², onde T é o número de observações e R² é o coeficiente de ajustamento na equação da média do modelo, e tem distribuição χ^2 com p graus de liberdade.

Tabela A6. Modelo VAR de causalidade de Granger para os preços na cadeia suína.

Sentido da causalidade dos preços	Significância da estatística qui-quadrado
Produtor para atacado	17%
Produto para varejo	9%
Atacado para produtor	1%
Atacado para varejo	3%
Varejo para produtor	2%
Varejo para atacado	8%

Fonte: dados da pesquisa

TEXTO PARA DISCUSSÃO

- Nº 01/06 - CÁRIO, Silvio A. Ferraz e ALMEIDA, Carla Cristina Rosa de.** *Indústria Automobilística Brasileira: Conjuntura Recente e Estratégias de Desenvolvimento.*
- Nº 02/06 - GOULARTI FILHO, Alcides.** *A Construção e a Modernização do Porto de Itajaí e Construção e modernização do Porto de São Francisco do Sul.*
- Nº 03/06 - MATTEI, Lauro e NIEDERLE, Sidnei L.** *O Comportamento do Mercado de Trabalho em Santa Catarina nos anos de 1990.*
- Nº 04/06 - VIEIRA, Pedro; CAMERLATO, Lairton e SANTOS, Fábio Pádua dos.** *Revisitando as Origens da Indústria no Brasil: Uma Interpretação da Economia Política dos Sistemas-Mundo.*
- Nº 05/06 - NICOLAU, José Antônio e CÁRIO, Silvio A. Ferraz.** *Estruturas de Governança em Arranjos Produtivos Locais no Brasil: Um Estudo Empírico.*
- Nº 06/06 - ALVES, João Marcos de Souza; MARTINELLI, Orlando e DEWES, Homero.** *A Dinâmica Inovativa no Agronegócio: A Inovação Tecnológica na Avicultura Industrial através da Análise de Patentes.*
- Nº 07/06 - LISBOA, Armando de M elo.** *Desenterrando o Espelho. A Construção da Identidade Latino-americana.*
- Nº 08/06 - SILVA, Eraldo Sérgio da; MATSUSHITA, Raul; GLERIA, Iram; FIGUEIREDO, Aníbal.** *Hurst exponents, power laws, and efficiency in the Brazilian foreign exchange market.*
- Nº 09/06 - CAMPOS, Renato Ramos; CASSIOLATO, José Eduardo; STALLIVIERI, Fábio.** *Processos de Aprendizagem e Inovação em Setores Tradicionais: Os Arranjos Produtivos Locais de Confecções no Brasil.*
- Nº 10/06 - MEURER, Roberto; MOURA, Guilherme Valle e NUNES, Maurício Simião.** *O Vencimento de Dívida Pública Cambial Influencia a Taxa de Câmbio? Um Estudo Econométrico para o Brasil no período 2003-2004.*
- Nº 11/06 - WEYDMANN, Celso Leonardo, SEABRA, Fernando.** *Transmissão de Preços na Cadeia de Carne Suína: Uma Aplicação para os Preços de São Paulo.*

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CENTRO SÓCIO-ECONÔMICO
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
Campus Universitário – Trindade
CEP 88.049-970 – Florianópolis - Santa Catarina
Tel.: (48) 3331.9458 – Fax (48) 3331.9776