INTEGRAÇÃO DO MERCADO ATACADISTA DE MARACUJÁ NO NORDESTE

**BRASILEIRO** 

Francisco José Silva Tabosa - <u>franze@caen.ufc.br</u>

Ivan Castelar - lume1250@yahoo.com.br

Fabrício Linhares - <u>flinhares@caen.ufc.br</u>

**RESUMO** 

O objetivo deste estudo é analisar a integração do mercado atacadista do maracujá no

Nordeste. Para isso, utilizou-se séries das diferenças dos preços entre o mercado produtor-

atacadista de Juazeiro/BA e demais mercados atacadistas do Nordeste, além dos testes de raiz

unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e KPSS. Os resultados apresentaram a existência

de integração no mercado de maracujá entre Juazeiro/BA e todos os outros mercados

atacadistas do Nordeste.

**PALAVRAS-CHAVES:** Maracujá; Integração de Mercado; Nordeste.

**ABSTRACT** 

The objective of this study is to analyze the integration of the wholesale market of passion

fruit in the Northeast of Brazil. For this, it was used series price differences between product-

wholesale market of Juazeiro/BA and all the markets of the northeast, there ADF and KPSS

unit root tests. The results showed the existence of the integration market between product-

wholesale market of Juazeiro/BA and all others markets of the northeast.

**KEY-WORDS**: Passion Fruit; Wholesale Market; Northeast.

INTRODUÇÃO

O maracujazeiro amarelo (Passiflora edulis f. flavicarpa), ou maracujá, é uma planta

tropical, originária do Brasil, possuindo diversas formas de consumo.

Os maiores produtores mundiais de maracujá estão localizados na América do Sul,

onde o Brasil, a Colômbia, o Peru e o Equador são os maiores exportadores. O Brasil é o

primeiro produtor mundial, com uma área plantada de 35.600 ha, gerando aproximadamente

615.196 toneladas de frutos em 2006 (IBGE, 2008).

A cadeia produtiva do maracujá estende-se por diversas regiões do Brasil,

principalmente na Região Nordeste, a maior produtora de maracujá do país. Conforme a

tabela 1, entre os anos 2000 a 2006, a produção nordestina representou, em média, 48% da produção nacional (IBGE, op. cit.).

TABELA 1 – Quantidade Produzida de Maracujá (em toneladas). Brasil e Regiões Geográficas- 2000 a 2006.

BRASIL E							
REGIÕES							
GEOGRAFICAS /ANOS	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
BRASIL	2.762.808	467.464	478.652	485.342	491.619	479.813	615.196
NORTE	180.833	34.451	35.753	38.301	44.789	51.077	52.254
NORDESTE	1.271.406	250.191	207.464	214.467	209.401	244.343	377.136
SUDESTE	1.016.767	148.191	196.037	197.074	200.839	151.096	152.204
SUL	79.161	14.112	19.450	16.214	15.906	13.714	12.390
CENTRO-OESTE	214.641	20.519	19.948	19.286	20.684	19.583	21.212

Fonte: IBGE (2008). Elaboração dos autores.

Na Região Nordeste, os maiores estados produtores de maracujá são a Bahia, o Ceará e Sergipe (ver tabela 2). O Estado da Bahia produz cerca de 56% da produção nordestina de maracujá. Na verdade, a região do pólo agrícola de Juazeiro/BA-Petrolina/PE detém a maior produção e volume de comercialização de maracujá da região, principalmente Juazeiro/BA. Apesar da região da Ibiapaba/CE ser também uma região produtora de maracujá, a quantidade produzida e o volume comercializado em Juazeiro/BA é bastante superior (CEASA/CE, 2006).

TABELA 2 - Quantidade Produzida de Maracujá nos Estados do Nordeste – 2005 e 2006.

ESTADOS DO NORDESTE	2005	2006	MÉDIA	%
Bahia	139.910	207.962	173.936	0,559749
Ceará	40.261	101.035	70.648	0,227354
Sergipe	41.526	41.919	41.722,5	0,134268
Pernambuco	7.803	10.553	9.178	0,029536
Paraíba	6.072	6.453	6.262,5	0,020154
Alagoas	5.504	4.982	5.243	0,016873
Rio Grande do Norte	2.879	3.811	3.345	0,010765
Maranhão	219	322	270,5	0,000871
Piauí	169	99	134	0,000431

Fonte: IBGE (2008). Elaboração dos autores.

Neste contexto, conhecer a integração dos preços dos produtos agrícolas comercializados nos grandes centros urbanos do Nordeste, constitui-se em uma importante meta de pesquisa visando verificar a eficiência e a integração dos mercados.

Outro fator que torna a presente pesquisa relevante é a carência de estudos sobre integração de mercados para produtos agrícolas no Brasil, principalmente no Nordeste. Sabese que, um estreito relacionamento entre os preços nos diferentes mercados atacadistas

indicaria que o sistema de comercialização de maracujá é competitivo. Por outro lado, a ausência deste relacionamento indicaria a existência de algumas imperfeições.

Empiricamente, são necessárias algumas hipóteses acerca do grau de competitividade dos mercados a serem estudados. Primeiro, os mercados atacadistas do Nordeste são estreitamente integrados; isto é, os preços de mercado refletem oferta e demanda de mercados competitivos. Segundo, as diferenças de preço, maiores que os custos de transferência entre mercados, podem resultar de fatores como políticas públicas inadequadas; carência de infraestrutura; engarrafamentos e outras dificuldades no transporte; facilidades inadequadas de manuseio do produto e ausência de logística entre os mercados produtores e mercados consumidores.

Diante do exposto acredita-se que um melhor entendimento, acerca do relacionamento de preços no mercado atacadista nordestino do maracujá, poderá ser útil para a elaboração e implantação de políticas públicas que visem o melhoramento do mercado privado e o estímulo à competição, avaliando canais alternativos de mercado, melhoramento das facilidades de transporte, aperfeiçoamento da inteligência de mercado, promovendo integração vertical e uma melhoria geral no fluxo de maracujá procedente dos mercados atacadistas do Nordeste.

Neste sentido, a análise de integração de mercado pode ser um bom instrumento no entendimento do comportamento dos mercados.

# 1. INTEGRAÇÃO DE MERCADOS

Podemos definir como mercados integrados aqueles no quais os preços de produtos diversos não se comportam independentemente. Integração de mercado é a expansão estável dos preços entre mercados em uma estação específica do ano apesar das várias mudanças nos preços (DELGADO, 1986).

Conforme Stigler e Sherwin (1985), os diferentes locais de mercado estarão mais estreitamente integrados quanto menores sejam os movimentos de seus preços. E os diferentes locais ou regiões estarão mais estreitamente integrados quando melhores sejam as condições competitivas dos mercados, as facilidades de transporte, mais eficientes sejam as informações e, portanto, existam melhorias no fluxo das mercadorias de um determinado mercado para outro.

De acordo com Mayorga *et al* (2007), os primeiros estudos do setor agrícola a analisar a transmissão de preços e integração de mercado utilizaram, em sua maioria, análise de correlação de preços e regressão simples. Estes modelos, no entanto, passaram a ser criticado

pela negligência que mascara a presença de outros fatores que podem causar variações nos preços, como inflação de preços, sazonalidade (principalmente na agricultura), crescimento populacional, problemas climáticos entre outros. Além disso, não havia o cuidado de verificar se as séries eram estacionárias.

Uma maneira de evitar estas críticas foi a de considerar a diferenciação de preços, que tem a propriedade atrativa de interpretar a integração de mercado como interdependência de mudança de preços em diferentes mercados. Além disso, a diferenciação de preço elimina a tendência comum que causa regressão espúria (GOLETTI *at al*, 1995). Nesse caso, as estatísticas de avaliação |t|, F e  $R^2$ , apesar de apresentarem valores elevados, podem não traduzir a verdadeira relação teórica entre as variáveis.

Atualmente, vários estudos de integração de mercados agrícolas utilizam testes de estacionariedade, principalmente os testes de raiz unitária, visando analisar se os mercados analisados são integrados ou não (SACHS & PINATTI, 2007; MAYORGA *et al*, op.cit.; NOGUEIRA *et al*, 2005; GOODWIN & PIGOTT, 1999; e BALCOMBE *et al*, 2007).

#### 2. METODOLOGIA

Para verificarmos a existência de integração de mercado do maracujá no Nordeste, utilizamos uma metodologia baseada em Goodwin & Pigott (1999) e Balcombe *et al* (2007)<sup>1</sup>: Primeiro, criou-se uma série, diferenciando os preços de cada mercado atacadista em relação a um mercado atacadista predominante ou mercado produtor. Em seguida, realizaram-se os testes de raiz unitária (estacionariedade) de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e KPSS, verificando a existência de estacionariedade. Caso exista, podemos analisar a existência de integração entre o mercado atacadista e o mercado atacadista predominante ou mercado produtor.

### 2.1. Origem dos Dados

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos na Central de Abastecimento S/A do Estado do Ceará (CEASA-CE) e consistem em séries de preços mensais de maracujá no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2006, que correspondem aos mercados atacadistas

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Ambos os autores utilizam os efeitos Threshold para analisar a integração de mercados agrícolas.

de Teresina (PI), Ibiapaba (CE), Fortaleza (CE), Natal (RN), Recife (PE), Salvador (BA) e Juazeiro (BA). Os dados estão expressos em reais por quilo (R\$/kg).

A equação (1) descreve a série da diferenciação entre os preços.

$$DP_{i,t} = P_{i,t} - \overline{P_t} \tag{1}$$

Onde:

 $DP_{i,t}$  = Diferença de Preços entre o Preço do Mercado Atacadista i e o Preço do Mercado Atacadista Predominante ou Mercado Produtor no período t;

 $P_{i,t}$  = Preço do Mercado Atacadista i no período t;

 $\overline{P}_t$  = Preço do Mercado Atacadista Predominante ou Mercado Produtor no período t.

Neste estudo, o preço do maracujá no mercado atacadista de Juazeiro/BA é o mercado atacadista predominante, visto que o Estado da Bahia além de ser o maior produtor de maracujá do Nordeste (ver tabela 2), o mercado atacadista de Juazeiro/BA é o maior centro produtor e de comercialização do Nordeste (IBGE, 2008).

As séries utilizadas para análise de relação de preços do maracujá no mercado atacadista nordestino foram: TERJUA - logaritmo natural da diferença de preços entre Teresina/PI e Juazeiro/BA; IBIJUA - logaritmo natural da diferença de preços entre Ibiapaba/CE e Juazeiro/BA; FORTJUA - logaritmo natural da diferença de preços entre Fortaleza/CE e Juazeiro/BA; NATJUA - logaritmo natural da diferença de preços entre Natal/RN e Juazeiro/BA; RECJUA - logaritmo natural da diferença de preços entre Recife-PE e Juazeiro/BA e SALVJUA - logaritmo natural da diferença de preços entre Salvador-BA e Juazeiro/BA.

#### 2.2. Testes de Raiz Unitária

#### 2.2.1. Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

O teste de Dickey-Fuller (1979), pressupõe que o processo gerador dos dados é autoregressivo de ordem 1 ou AR (1). Em se tratando de séries econômicas, no entanto, é bastante provável que as variáveis sigam processo auto-regressivo de ordem maior do que um. Caso isto ocorra, o uso de uma representação AR (1) tornará os erros autocorrelacionados, em conseqüência da falha na especificação da estrutura de *Y*. O problema é que a autocorrelação invalida o uso da distribuição DF, pois ela tem como hipótese que ε é um ruído branco.

Assim, no caso de Y seguir um processo auto-regressivo de ordem p, AR (p), com p > 1, incorporam-se à equação especificada as primeiras diferenças p diferenças de  $\Delta Y$ , até que o problema desapareça e, dessa forma, os resíduos tornem-se um ruído branco.

O Teste de raiz unitária de Dickey e Fuller Aumentado (ADF), para determinar a ordem de integração das variáveis; ou seja, o número de diferenças para tornar a série estacionária, tem como base a seguinte expressão:

$$\Delta Y_{t} = \beta + \delta T + \gamma Y_{t-1} + \alpha_{i} \sum_{i=1}^{m} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{t}$$
(2)

Onde:  $\beta$  é uma constante; T é a tendência e  $\Delta$  é o operador diferença, o qual é representado como:  $\Delta_t = Y_t - Y_{t-1}$ .

O número de defasagens é determinado pelo menor valor do Critério de Schwarz, visando eliminar a autocorrelação dos resíduos.

A hipótese nula é de que  $\gamma=0$  ou  $\rho=1$ . Ou seja, existe raiz unitária (isto é, a série é não-estacionária). A hipótese alternativa é que  $\gamma<0$  ou  $\rho<1$ . Ou seja, a série é estacionária. Considerando a presença, ou não, da constante e, ou, da tendência, utilizamos o teste  $\tau$ , para testarmos a significância dos modelos sem constante e sem tendência, com constante e sem tendência, e o modelo com constante e tendência.

### 2.2.2. Análise Confirmatória: o teste KPSS

Conforme Fernandes & Toro (2005), o teste de ADF é muito sensível à presença de valores atípicos.

Neste sentido, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992) sugeriram um teste cuja principal característica é à inversão das hipóteses em teste, isto é, a hipótese nula assume a noção de que a série é estacionária e sob a hipótese alternativa a série é integrada de ordem um. A vantagem deste teste resulta da falta de potência dos testes convencionais; isto é, tendem a não rejeitar a hipótese nula com demasiada freqüência. A presença de valores atípicos prejudica assim apenas o poder do teste, não interferindo no seu tamanho. A rejeição da hipótese nula de estacionariedade possui então um significado ainda mais forte, quando valores atípicos podem estar presentes (CHAREMZA & SYCZEWSKA, 2006).

Ainda de acordo com Charemza & Syczewska (op. cit.), o teste KPSS tende a complementar o teste de raiz unitária, como o teste de Dickey-Fuller. Testando ambas as hipóteses, de raiz unitária e de estacionariedade, é possível distinguir séries que aparentam

serem estacionárias, séries que aparentam possuir raiz unitária e para as quais os dados (ou testes) não são suficientemente informativos para assegurar se são estacionárias ou integradas.

Seja  $y_t$ , t = 1,2,...,T, a série observada para a qual quer se testar a estacionariedade. Assumindo a que se possa decompor a série na soma de tendência determinística, passeio aleatório, e erro estacionário; tem-se.

$$y_{t} = \xi_{t} + r_{t} + \varepsilon_{t} \tag{3}$$

Onde (3) r, é um passeio aleatório; ou seja,

$$r_t = r_{t-1} + u_t \tag{4}$$

E  $u_t \sim iidN(0, \sigma_u^2)$ ; isto é, processo é independente e identicamente distribuído, com distribuição normal de média zero e variância constante.

O valor inicial de r,  $r_0$  é considerado fixo e tem função de intercepto. A hipótese de estacionariedade é simplesmente  $\sigma_u^2 = 0$ . Desde que, assumindo  $\varepsilon_t$  seja estacionário, sob a hipótese nula de  $y_t$  ser estacionário em torno de uma tendência. Também se considerou um caso especial do modelo (3) no qual considera  $\xi = 0$ , sob a hipótese nula de  $y_t$  ser estacionário em torno de um nível  $(r_0)$ , em vez de uma tendência.

A estatística utilizada é a de um teste unilateral LM (Multiplicador de Lagrange) para a hipótese de  $\sigma_u^2 = 0$ , sob uma pressuposição mais forte de que  $u_t$  é normal e que  $\varepsilon_t$  é iid  $N(0, \sigma_u^2)$ .

Os valores críticos para testar LM são baseados nos resultados assintóticos tabelados por KPSS.

## 3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção, apresentaremos os resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e KPSS para as séries de diferenciação de preços do mercado atacadista de maracujá no Nordeste.

A tabela 3 apresenta os resultados do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para verificar a estacionariedade das séries com defasagens baseadas em SIC (Schwarz Information Criterion).

TABELA 3 – Teste de Raiz Unitária, Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries de diferenciação de preço em níveis logarítmizadas, Janeiro de 2001 a Dezembro de 2006.

	<i>T</i>	Defasagens	Valor Critico	Valor Critico	Valor Critico	
	${m  au}_t$		Nível 1%	Nível 5%	Nível 10%	
TERJUA	-5,3498*	0	-3,5112	-2,8968	-2,5856	
IBIJUA	-4,3171*	0	-3,5112	-2,8968	-2,5856	
FORTJUA	-4,92228	0	-2,5931	-1,9447	-1,6142	
NATJUA	-4,9745*	0	-3,5112	-2,8968	-2,5856	
RECJUA	-5,4276**	0	-4,0724	-3,4649	-3,1589	
SALVJUA	-5,5758*	0	-3,5112	-2,8968	-2,5856	

<sup>\*</sup>Valores calculados para o modelo com constante.

Fonte: Dados da pesquisa.

Verificou-se que todas as séries são estacionárias ao nível de significância de 1%. Ou seja, rejeita-se a hipótese nula de não existência de estacionariedade ou presença de raiz unitária. A série FORTJUA apresentou-se significante no modelo sem constante e sem tendência. A série RECJUA apresentou-se significante no modelo com constante e tendência. Já as séries NATJUA, IBIJUA, TERJUA e SALVJUA apresentaram-se significante no modelo com constante.

Na tabela 4 são apresentados os resultados do teste de raiz unitária de Kwiatkowski *et al.* (1992).

TABELA 4 - Teste de Estacionariedade, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin para as séries de diferenciação de preço em níveis logarítmizadas, Janeiro de 2001 a Dezembro de 2006.

	antificiação de proje em mitolo logarismizadas, tantos de 2001 a 2020meto de 2000.						
	Valores	Defece	Valor Critico	Valor Critico	Valor Critico		
	Calculados	Defasagens	Nível 1%	Nível 5%	Nível 10%		
TERJUA	0.1374*	5	0.2160	0.1460	0.1190		
IBIJUA	0.0675**	5	0.2160	0.1460	0.1190		
FORTJUA	0.0638*	5	0.7390	0.4630	0.3470		
NATJUA	0.0660**	5	0.2160	0.1460	0.1190		
RECJUA	0.0828**	5	0.2160	0.1460	0.1190		
SALVJUA	0.0832**	5	0.2160	0.1460	0.1190		

<sup>\*</sup>Valores calculados para o modelo com constante.

Fonte: Dados da pesquisa.

Verificou-se também que todas as séries se mostraram estacionárias ao nível de significância de 1%. Ou seja, aceita-se a hipótese nula de existência de estacionariedade ou ausência de raiz unitária. As séries IBIJUA, RECJUA, NATJUA e SALVJUA apresentaram-se significante no modelo com constante e tendência. Já as séries FORTJUA e TERJUA apresentaram-se significante no modelo com constante.

<sup>\*\*</sup> Valores calculados para o modelo com constante e tendência.

<sup>\*\*</sup>Valores calculados para o modelo com constante e tendência.

Os resultados apresentados nas tabelas 3 e 4 mostraram que as séries são estacionárias em nível. Desta maneira, podem ser consideradas integradas de ordem um, pois as séries são diferenças entre preços do mercado atacadista e do mercado atacadista predominante ou mercado produtor.

Neste caso, podemos afirmar a existência de integração de mercado do maracujá no Nordeste, entre o mercado produtor-atacadista de Juazeiro/BA e todos os outros mercados atacadistas do Nordeste (Teresina/PI, Ibiapaba/CE, Fortaleza/CE, Natal/RN, Recife/PE e Salvador/BA).

## **CONCLUSÕES E SUGESTÕES**

O objetivo deste artigo foi analisar a integração do mercado atacadista do maracujá no Nordeste. Utilizando dados em série da diferenciação de preços entre os mercados atacadistas (Teresina/PI, Ibiapaba/CE, Fortaleza/CE, Natal/RN, Recife/PE e Salvador/BA) e o mercado produtor-atacadista de Juazeiro/BA e testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e KPSS, verificou-se que as séries são estacionárias em nível. Isso significa que existe integração de mercado entre o mercado produtor-atacadista de Juazeiro/BA e todos os demais mercados atacadistas do Nordeste.

O relacionamento de preços nas diferentes capitais nordestinas analisadas evidencia que o maracujá produzido em Juazeiro/BA é comercializado em toda Região Nordeste, tendo este mercado um impacto bem definido sobre os outros mercados analisados.

Com base no conhecimento empírico da região, recomenda-se um esforço público na melhoria de estradas federais e estaduais, que permitam o escoamento da produção de forma mais adequada. Além de políticas públicas que visem o melhoramento do mercado privado, e o estímulo à competição nos mercados, avaliando canais alternativos, aperfeiçoamento da logística de mercado, promovendo integração vertical e uma melhoria geral no fluxo de maracujá procedente dos mercados atacadistas do Nordeste.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BALCOMBE, K.; BAILEY, A.; BROOKS, J.. Threshold Effects in Price Transmission: the case of Brazilian wheat, maize, and soya prices. American Journal of Agronomical Economics, 89 (2) (May 2007): 308-323.

CEASA – Central de Abastecimento S/A. **SIMA – Sistema de Informação de Mercado Agrícola.** Preço médio mensal, 2000; 2001; 2002; 2003; 2004; 2005; 2006.

CHAREMZA, W.W; SYCZEWSKA, E.M.. Joint application of the Dickey-Fuller and KPSS tests. University of Leicester, U.K.. Leicester LE1 7RH, UK. 8p. 2006.

DELGADO, C.L. A variance components approach to foodgrain market integration in North Nigeria. American Journal of Agricultural Economics, V. 68, N. 4, p. 970-979, Nov. 1986.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A.. *Likelihood ratio statistics for autoregressive time series* with a unit root. *Econometrica*, V. 49, N. 4, p. 1057-1072, Jul. 1981.

FERNANDES, M.; TORO, J. O Mecanismo Monetário de transmissão na Economia Brasileira Pós-Plano Real. **Revista Brasileira de Economia,** V. 59, N. 1, p. 5-32, Jan./Mar. 2005. Disponível em: <epge.fgv.br/portal/arquivo/1293.pdf> Acesso em: 15 jun. 2006.

GOLETTI, F.; RAISUDDIN, A.; FARID, N. Structural determinants of market integration. The case of rice markets in Bangladesh. **The Developing Economies**, V. 33, N. 2, p. 185-202, Jun. 1995.

GOODWIN, B.K.; PIGGOTT, N.E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. American Journal of Agriculture Economics, V. 83, N. 2, p. 302-307. May. 2001.

GREENE, W.H. *Econometric analysis*. 5ed. New Jersey: Prentice Hall. 2003.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Banco de Dados Agregados - Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA. **Produção e Área de Produção de maracujá: 2000 a 2006.** Brasília-DF. Disponível em: www.ibge.gov.br/. Acesso em: 16 jun. 2008.

KWIATKOWSKI, D. et al. *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root? North-Holland: Journal of Econometrics*, V. 54, p. 159-178. 1992.

MAYORGA, R. de 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 do Brasil. **Revista Economia e Sociologia Rural.** v.45 n.3 Brasília jul./sep. 2007.

MARGARIDO, M.A. Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no Estado de São Paulo. Instituto de Economia Agrícola. **Coleção Estudos Agrícolas 6.** São Paulo-SP. 1998.

MATOS, O.C. **Econometria básica: teoria e aplicações.** 3 ed. São Paulo-SP: Ed. Atlas. 2000.

NOGUEIRA, F.T.P.; AGUIAR, D.R.D.; LIMA, J.E. de. Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. **Revista Nova Economia**. Belo Horizonte\_15 (2)\_91-112\_maioagosto de 2005

SACHS, R.C.C.; PINATTI, E.. Análise do comportamento dos Preços do boi gordo e do boi magro na pecuária de corte paulista, no período de 1995 a 2006. **Revista de Economia e Agronegócio**. Vol 5, n3, 2007.

STIGLER, J.G.; SHERWIN, R. *The extent of the market*. *Journal of Law and Eonomics*, V. 28, N. 3, p. 555-585, Oct. 1985.