



*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

*No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.*



## **CONCORRÊNCIA E ESTRATÉGIAS DE PRECIFICAÇÃO NO SISTEMA AGROINDUSTRIAL DO LEITE**

**PAULO FURQUIM DE AZEVEDO; RICARDO POLITI;**

**FGV-EESP**

**SÃO PAULO - SP - BRASIL**

**pfa@fgvsp.br**

**APRESENTAÇÃO SEM PRESENÇA DE DEBATEDOR**

**SISTEMAS AGROALIMENTARES E CADEIAS AGROINDUSTRIAIS**

### **Concorrência e Estratégias de Precificação no Sistema Agroindustrial do Leite**

**Grupo de Pesquisa: 4- Sistemas Agroalimentares e Cadeias Agroindustriais**

**Forma de Apresentação:** com presidente da sessão e sem a presença de debatedor

#### **1. Introdução**

A introdução do leite longa vida transformou a indústria de laticínios no Brasil. Em aproximadamente 15 anos, entre o final da década de 1980 e 2004, o leite longa vida conquistou aproximadamente 80% do mercado de leite fluido no Brasil. Esse crescimento explosivo da participação do leite longa vida na oferta de leite fluido alterou as relações de concorrência entre pontos de venda e entre laticínios, com reflexos nas margens dessas empresas e no modo que as alterações de preços fluem pela cadeia produtiva. Por conta dessa cadeia de causalidade, o crescimento do leite longa vida afeta os preços recebidos pelos produtores de leite e sua distribuição geográfica.

A contribuição desta pesquisa está na aplicação de um teste empírico para caracterizar a estrutura de concorrência nos mercados de leite longa vida e pasteurizado, por meio de uma análise de transmissão de preços ao longo da cadeia produtiva. Os preços ao varejo são referentes à cidade de São Paulo, correspondendo a uma produção originária do Estado de São Paulo, no caso do pasteurizado, e nacional, no caso do longa vida. Assim, a

definição de mercado não se limitará à semelhança dos produtos, mas seguirá principalmente a lógica de localização geográfica e a possibilidade de substituição à medida que esses produtos impõem restrições competitivas mutuamente (MOTTA, 2004).

O teste seguirá a especificação proposta por Houck (1977), que, ao contrário dos modelos tradicionais de transmissão de preços, separa as variáveis explicativas em aumento e diminuição de preços ao produtor. Inúmeros autores têm utilizado recentemente esse teste de transmissão de preços para o mercado de leite (AGUIAR e SANTANA, 2002; CAPPS e SHERWELL, 2005; CARMAN e SEXTON, 2005; FRIGON e DOYON e ROMAIN, 1999). Por meio deste teste é possível levantar informações a respeito da simetria da transmissão de preço do produtor ao consumidor final, assim como evidências sobre o padrão de concorrência e estratégias de preços aplicadas na cadeia (CARMAN; SEXTON, 2005).

O artigo divide-se em quatro seções, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta algumas características do Sistema Agroindustrial do Leite necessárias à compreensão das diferenças técnicas e de padrão de concorrência entre os mercados de leite longa vida e pasteurizado. A terceira seção apresenta a metodologia, tratamento dos dados e uma síntese dos resultados da análise das estratégias de precificação nos dois mercados. A última seção desenvolve algumas implicações dos resultados para análises setoriais e de políticas públicas voltadas à produção leiteira, assim como limitações da pesquisa e sugestões para trabalhos futuros.

## **2. Características técnicas e padrão de concorrência nos mercados de leite longa vida e pasteurizado**

Esta seção destaca algumas características do Sistema Agroindustriais do Leite (SAL), particularmente na produção de leite longa vida e pasteurizado. A motivação principal é entender de que modo as características técnicas da produção desses dois tipos de leite fluido afetam a concorrência em cada um dos mercados. Esta é a base descritiva que serve como sustentação para o teste empírico sobre as estratégias de precificação de laticínios e as implicações do aumento de participação do leite longa vida na oferta de leite fluido. Para tanto, a seção aborda superficialmente alguns aspectos de estrutura de mercado, e, posteriormente, algumas características técnicas do produto e suas implicações.

### *Estrutura de mercado*

Os três segmentos principais que compõem o (SAL) apresentam estruturas de mercado bastante distintas. Em relação à produção, sabe-se que o número de participantes, mesmo em declínio, situa-se ao redor de 20 mil. Mesmo considerando que há diferentes mercados regionais, cuja extensão foi alargada pela coleta de leite a granel, trata-se de um mercado bastante pulverizado, sem participantes com condições de afetar os preços de mercado. Na indústria essa proporção cai, mas o número de laticínios distribuídos pelo país ainda é expressivo. Segundo dados do Ministério da Agricultura, existiam em 2005 cerca de 1.100 pequenos laticínios no país e mais algumas centenas que podem ser caracterizados como de médio porte (NEVES; CONSOLI, 2005). Se considerados apenas aqueles com distribuição nacional ou presença regional significativa esse número não passa de algumas dezenas (BARROS et al., 2001). É freqüente no SAL a integração vertical para frente por

parte de produtores de leite, na forma de cooperativas, as quais somavam cerca de 290, em 2005,, estando as maiores concentradas em Minas Gerais e São Paulo (NEVES; CONSOLI, 2005). A participação das cooperativas no Brasil é, entretanto, inferior àquela verificada em diversos outros países, notadamente na UE e nos EUA (Azevedo et al., 2004). Das 15 maiores indústrias processadoras em 2004 só 3 eram controladas por cooperativas (EMBRAPA, 2005).

Apesar da crescente concentração nos últimos vinte anos, o varejo ainda é bastante pulverizado no país, com participação de supermercados, padarias e pequenos armazéns (BARROS et al., 2004). A partir de dados do varejo, identifica-se cerca de 52 mil padarias espalhadas pelo país e 72 mil pontos de venda de varejo em 2005 (NEVES e CONSOLI, 2005), que atendem mercados de pequena extensão geográfica, dada pelos custos de deslocamento dos consumidores. Embora haja milhares de pontos de venda, a estrutura de mercado de venda tende a ser relativamente concentrada em cada um desses mercados, cuja área de atendimento freqüentemente é circunscrita ao bairro.

Segundo os dados da Pesquisa de Orçamento Familiar da FIPE, o supermercado é o principal local para compra de leite e seus derivados. O supermercado só não é o principal canal de venda no caso do leite pasteurizado tipo B e C, no qual é o segundo colocado, perdendo em participação para as padarias e bares (MARGARIDO; MARTINS, 2005). A explicação para a concentração das vendas de leite pasteurizado nas padarias deve-se à maior freqüência de vendas, o que torna mais relevante o custo de transporte e de tempo incorrido pelos consumidores. Por esse motivo, estes tendem a privilegiar os canais de distribuições mais próximos.

A exemplo dos maiores produtores mundiais, no Brasil, quase a totalidade do leite fluído produzido domesticamente é destinado ao consumo interno. As importações de leite longa vida são pouco expressivas e representaram cerca de 3% do volume total das importações de leite e derivados entre 2004 e 2005, enquanto as de leite pasteurizado são inexistentes (EMBRAPA, 2005). Essas importações vêm dos países vizinhos Argentina e Uruguai normalmente em períodos de desequilíbrio no câmbio que tornam o preço do produto importado mais atrativo (JANK; GALAN, 1998). Dada a pequena participação do leite longa vida no volume exportado e importado, conforme exibido na Tabela 1, pode-se afirmar que o preço desse produto foi definido no mercado interno, o que permite circunscrever o espaço de concorrência entre as empresas – mercado relevante, na linguagem antitruste – ao mercado nacional ou regional, a depender dos custos de frete e dificuldades logísticas.

Tabela 1: Produção, importação e exportação de leite longa vida  
(em milhares de litros)

Ano	Produção Interna	Importação	Exportação
1990	187	0	0
1991	204	0	0
1992	355	0	0
1993	449	7	0
1994	713	17	0
1995	1.014	36	0
1996	1.614	86	0
1997	2.330	120	0
1998	2.965	135	0
1999	3.300	125	0
2000	3.504	96	0
2001	3.912	39	0
2002	4.193	27	0
2003	4.225	2	0
2004	4.402	1	0

Fonte: EMBRAPA, 2005

### Características técnicas

O leite pasteurizado e o leite longa vida são produzidos pela indústria a partir do leite cru, recolhido e refrigerado na propriedade rural. Por meio do processo de ultrapasteurização, o leite cru é submetido a uma temperatura entre 130 e 150 °C de 2 a 4 segundos, sendo em seguida resfriado a uma temperatura inferior à 32° C e então envasado em embalagem cartonada asséptica (ITAMBÉ, 2005). Obtém-se, então, o conhecido leite longa vida ou UHT (*ultra high temperature*). Esse processo elimina todos os microorganismos que por ventura poderiam contaminar ou deteriorar o leite (ALVES, 2001), sendo portanto um processo especialmente apropriado para a industrialização de leite cru de qualidade inferior, como é o caso do leite tipo C. Por se tratar de um leite esterilizado, o leite longa vida apresenta um prazo de validade para consumo de até 180 dias – bastante superior ao seu substituto, ou leite pasteurizado tipo C – e pode ser distribuído nacionalmente, sem necessidade de refrigeração (BARROS et al, 2001). Essa característica faz alterar o padrão de concorrência nos mercados de leite longa vida, em especial pela incorporação de um número consideravelmente maior de ofertantes, em comparação com o mercado de leite pasteurizado, por conta da ampliação de sua abrangência geográfica. Esta é, em síntese, a hipótese investigada por este trabalho.

Apesar de estar disponível no país desde a década de 1970, foi só nos anos 1990 que o leite UHT passou a ser predominante no mercado, pois até então predominava o leite pasteurizado embalado em saco plástico, de polietileno (ALVES, 2001). O gráfico 1 mostra que, após o crescimento vertiginoso na década de 1990, a participação nas vendas do leite longa vida se estabilizaram em torno de 80% de participação de mercado .

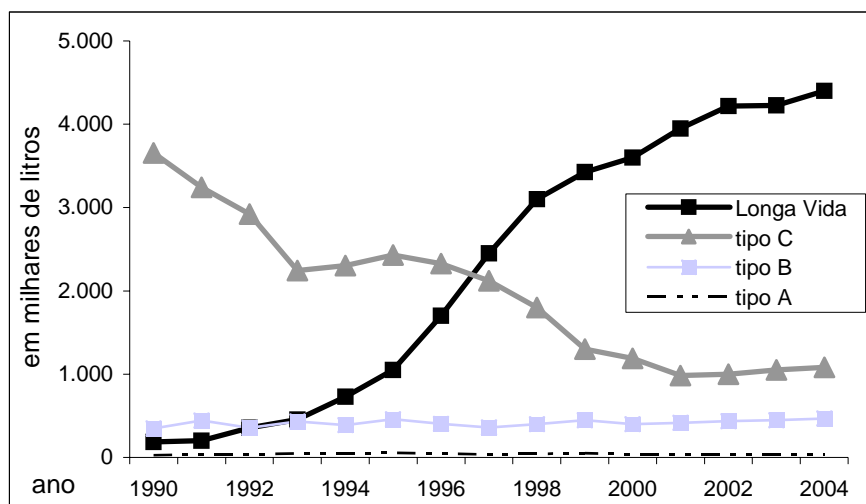


Gráfico 1 - Evolução do consumo de leite fluido no Brasil por tipo de leite  
Fonte: EMBRAPA, 2005

O leite pasteurizado, em contrapartida, apresenta um prazo de validade de 5 dias. Dada a sua impossibilidade de armazenagem por períodos longos, a sua frequência de compras é superior. Nessas condições, o custo de transporte e de tempo dedicado à compra torna-se mais relevante, reduzindo o raio de concorrência entre pontos de venda. Desse modo, esses pontos de venda, em geral, padarias – podem apresentar poder de mercado naquela área em que atuam, dependendo da distância dos demais pontos de venda. Essa exclusividade locacional permite a maior margem de lucro do varejista, dado que a concorrência é menor (TIROLE, 1988).

Por conta das diferenças técnicas que resultam em menor prazo de validade e necessidade de distribuição a frio do leite pasteurizado, há dois importantes efeitos sobre os dois mercados de leite fluido. De um lado, conforme já apontado, o perfil dos canais de distribuição é bastante distinto, havendo predominância de supermercados, no caso do longa vida, e de padarias, no caso do pasteurizado. De outro lado, o leite longa vida permitiu a expansão da área de atuação de cada laticínio, uma vez que o leite produzido no Centro-Oeste ou Sul do Brasil pode ser encontrado nas mesmas condições, inclusive de preço, do leite produzido na região de São Paulo. Segundo o conceito de localização geográfica, é esperado um padrão de concorrência diferente entre o leite pasteurizado e o leite longa vida.

Assim, a principal alteração do leite longa vida no SAL foi a ampliação do mercado geográfico, até então restrito à proximidade entre produtores, indústria e mercado consumidor (BARROS et al, 2001). Os produtos de linha fria, como o leite pasteurizado, tendem a serem oferecidos mais próximos da sua região produtora dado o custo de transporte refrigerado mais elevado. O leite longa vida aproximou os produtores de leite distantes dos maiores mercados consumidores do país, onde estão as grandes redes varejistas, alterando o padrão de concorrência até então predominante, baseado nas tradicionais bacias leiteiras produtoras que forneciam leite pasteurizado para mercados

locais pulverizados em milhares de estabelecimentos, normalmente padarias ou pequeno comércio (JANK; GALAN, 1998).

Uma das consequências dessa mudança foi a alteração de remuneração ao produtor dada a menor participação do leite pasteurizado nas vendas (BARROS et al, 2001). Bacias produtoras tradicionais, como a do Vale do Paraíba e a região do Sul de Minas Gerais, onde a produção de matéria-prima para o leite pasteurizado é predominante, encontram maiores dificuldades para enfrentar essa queda de preço e uma nova realidade na qual a proximidade de grandes centros consumidores não é mais um diferencial competitivo (BARROS et al, 2001).

### **3. Concorrência nos mercados de leite longa vida e pasteurizado: um teste empírico**

A questão central deste artigo é verificar se o aumento de participação do leite longa vida alterou as condições de concorrência no Sistema Agroindustrial do Leite, o que é feito por meio da comparação entre as estratégias de precificação nos mercados de leite longa vida e pasteurizado. Para tanto, nesta seção é apresentada uma análise empírica da transmissão de preços ao longo das cadeias produtivas de leite longa vida e pasteurizado, com o objetivo de identificar padrões de conduta de precificação, o que, por sua vez, releva as condições de concorrência em cada um dos mercados.

As estratégias de precificação podem ser bastante variadas. O agente fornecedor poderá empregar uma estratégia simples de *markup*, por meio de um sobrepreço nominal fixo (por exemplo, R\$ 1 por unidade comercializada) ou um sobrepreço relativo sobre o custo total de produção (CARMAN; SEXTON, 2005). A estratégia de precificação poderá seguir modelos mais elaborados, mas o ponto fundamental aqui discutido diz respeito ao movimento dos preços no decorrer da cadeia, ou seja, se há simetria ou assimetria na transmissão de preço dentro da cadeia produtiva até chegar ao consumidor final. Desse modo, esta seção pretende identificar a estrutura de concorrência do mercado a partir do comportamento de preços do produtor ao consumidor final. Essa tarefa é facilitada dado que o leite fluido é um produto homogêneo e sobre o qual não incidem grandes transformações da sua extração na fazenda até atingir o consumidor final. Por isso, é esperada uma grande relação entre o preço pago ao produtor e o preço encontrado pelo consumidor no ponto de venda (FRIGON; DOYON; ROMAIN, 1999). Os movimentos de preços da matéria-prima e do produto final, neste caso leite longa vida ou pasteurizado, fornecerão informações importantes a respeito da margem da indústria e varejo, e, portanto colaborarão na descrição da conduta desses agentes.

Em um mercado perfeitamente competitivo é esperada uma perfeita transmissão das oscilações de preço, em curto espaço de tempo e na mesma proporção (FRIGON; DOYON; ROMAIN, 1999). Nesse caso, diferenças de preços entre os tipos de leite só deveriam refletir diferenças nos custos de produção (CARMAN; SEXTON, 2005).

Motta (2004) classifica esse tipo de teste como “teste de correlação de preço”, em contraposição aos tradicionais testes de elasticidade. O princípio fundamental é que se dois produtos pertencem ao mesmo mercado, seja por suas características intrínsecas, seja pela sua abrangência geográfica, eles apresentarão o mesmo movimento de preços nos resultados (MOTTA, 2004).



Na utilização dos dados de preços ao produtor e ao varejo foi considerado o aspecto geográfico. Este pode refletir o poder de mercado dos agentes intermediários locais, tanto indústria como varejo. A utilização de dados nacionais não permite analisar esses efeitos e, portanto, a utilização de dados regionais é mais recomendável (CAPPS; SHERWELL, 2005). Aguiar e Santana (2002) utilizaram essa mesma abordagem para pesquisar a transmissão de preços de alguns produtos agroindustriais, entre eles leite em pó.

### 3.1. Metodologia

A especificação do teste originalmente proposto por Houck (1977) separa as variações no preço pago ao produtor em duas variáveis explicativas: uma variável para acréscimo de preço e outra para decréscimo (CARMAN; SEXTON, 2005), conforme assinalado a seguir:

$$PV_t = \beta_0 t + \beta_1 PAP_t + \beta_2 PDP_t + \beta_3 c_t + e_t$$

Onde:

$PV_t = P_t - P_0$  (variações absolutas mensais do preço no varejo em relação ao preço inicial)

$\beta_0$  = coeficiente de tendência

$t$  = tempo (meses)

$PAP_t = \sum_{i=1}^T (PP_t - PP_{t-1})$ , para  $PP_t > PP_{t-1}$ , caso contrário igual a zero (acrécimo do preço pago ao produtor em termos absolutos)

$PDP_t = \sum_{i=1}^T (PP_t - PP_{t-1})$ , para  $PP_t < PP_{t-1}$ , caso contrário igual a zero (acrécimo do preço pago ao produtor em termos absolutos)

$c_t$  = índice de custo

As variáveis de acréscimo ( $PAP_t$ ) e de decréscimo ( $PDP_t$ ) do preço pago ao produtor ( $PP_t$ ) são obtidas separadamente a partir da somatória das diferenças do aumento (ou da diminuição) do preço de um mês em relação ao mês anterior. Quando houver aumento, só a variável de acréscimo é alterada e, quando houver uma diminuição, apenas a variável decréscimo muda.

A tabela 2 ilustra a construção das variáveis a pouco descritas. As variáveis em destaque são as utilizadas na regressão.



Tabela 2: Exemplo de como obter as variáveis do modelo

data	preço		preço produtor		preço produtor		preço varejo	
	varejo ( $P_t$ )	produtor ( $PP_t$ )	$PAP_t$	$PDP_t$	$\Sigma PAP_t$	$\Sigma PDP_t$	PV	$\Delta PV$
dez/99	1,073	0,250	-	-	-	-	-	-
jan/00	1,027	0,280	0,030	-	0,030	-	(0,046)	(0,046)
fev/00	1,035	0,280	-	-	0,030	-	0,008	(0,038)
mar/00	1,065	0,280	-	-	0,030	-	0,029	(0,008)
abr/00	1,142	0,290	0,010	-	0,040	-	0,077	0,069
mai/00	1,197	0,310	0,020	-	0,060	-	0,055	0,124
jun/00	1,446	0,330	0,020	-	0,080	-	0,249	0,373
jul/00	1,688	0,350	0,020	-	0,100	-	0,242	0,615
ago/00	1,707	0,370	0,020	-	0,120	-	0,019	0,634
set/00	1,415	0,380	0,010	-	0,130	-	(0,292)	0,342
out/00	1,164	0,350	-	(0,030)	0,130	(0,030)	(0,252)	0,091
nov/00	1,154	0,310	-	(0,040)	0,130	(0,070)	(0,010)	0,081
dez/00	1,152	0,290	-	(0,020)	0,130	(0,090)	(0,002)	0,079

Fonte: elaboração própria

Uma vantagem desse modelo é que os valores dos coeficientes de acréscimo e decréscimo de preços são diretamente comparáveis sem qualquer necessidade de transformação, inclusive de sinal algébrico (HOUCK, 1977). Se os preços no varejo e os preços pagos ao produtor estiverem relacionados, os coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  serão positivos (CARMAN; SEXTON, 2005).

Houck (1977) assinala que, se a constante na equação for diferente de zero, funcionará como um coeficiente de tendência. Em sua especificação Houck não faz qualquer menção a respeito de um índice de custo do mercado, mas Carman e Sexton (2005) acrescentam esse índice na estrutura e essa será a especificação adotada para esta pesquisa. Para refletir o custo do varejo deve ser considerada mão-de-obra, energia, custo de armazenamento e embalagem (HEIEN, 1980).

As informações obtidas a partir do modelo serão analisados em três aspectos. O primeiro deles está relacionado à simetria de preços. Se o aumento e a diminuição do preço pago ao produtor apresentarem o mesmo poder de influenciar o preço no varejo, então haverá simetria de transmissão. Portanto a hipótese nula a ser testada será se  $\beta_1 = \beta_2$  contra a hipótese alternativa de  $\beta_1 > \beta_2$  ou  $\beta_1 < \beta_2$ ; para tal, o teste estatístico t será aplicado (CARMAN; SEXTON, 2005). O caso em que  $\beta_1 > \beta_2$  é de especial interesse pois, se a hipótese não for rejeitada, indica que a transmissão de acréscimo de preços do produtor ao varejo é maior que a transmissão de decréscimo, uma indicação clara que a estrutura de concorrência é diferente do modelo competitivo (HOUCK, 1977).

A segunda situação a ser analisada diz respeito à velocidade de transmissão do aumento e da diminuição de preços do produtor para o varejo. Para isso serão analisados se os movimentos de acréscimo e decréscimo no varejo apresentam defasagens diferentes, indicando se as alterações de preços da matéria-prima são repassadas em momentos diferentes, dependendo se o movimento for de aumento ou de diminuição do preço. Para os casos de mercados menos competitivos, espera-se encontrar uma transmissão mais rápida de aumento de preços da matéria-prima em comparação com a transmissão de queda de preços (CARMAN; SEXTON, 2005). Caso não haja diferença de defasagens entre os coeficientes não haverá evidência de poder de mercado.

A terceira análise se baseará nos valores assumidos pelos coeficientes de acréscimos e decréscimos. Obtidos a partir das variações absolutas de preços, esses valores fornecem informações a respeito das estratégias de precificação da indústria e do varejo (CARMAN; SEXTON, 2005). Essas estratégias colaboram para o entendimento se a estrutura do mercado está mais próxima do modelo concorrencial ou do oligopólio. Assumindo uma curva de demanda linear, o monopólio apresenta uma curva de receita marginal com o dobro da inclinação da demanda do mercado (SHY, 1996). Como a curva de demanda apresenta metade da inclinação da curva de receita marginal, espera-se que a oscilação de preço para o consumidor final seja metade da oscilação do custo marginal do monopolista. Assim, a hipótese nula a ser verificada para a existência de monopólio é se  $\beta_1 = \beta_2 = 0,5$  (CARMAN; SEXTON, 2005).

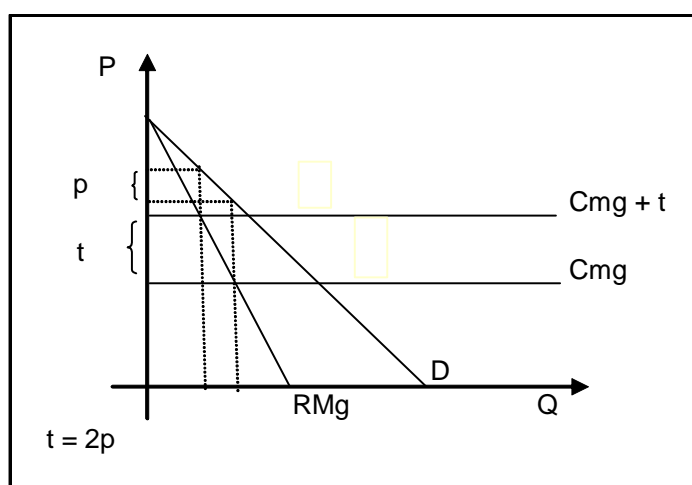


Gráfico 2: Modelo monopólio  
Fonte: VARIAN, 1999, p. 441

Dessa forma, no monopólio a magnitude da transmissão de preço deve ser a metade do esperado para concorrência perfeita. No caso de concorrência perfeita, a hipótese nula estabelecida é  $\beta_1 = \beta_2 = 1$  (CARMAN; SEXTON, 2005). Assim, a transmissão de preço seguirá um *markup* em valor absoluto, no qual o aumento ou a queda de, por exemplo, R\$ 0,10 em custo marginal do produto é repassado na mesma quantidade para o consumidor. É importante lembrar que, no modelo de concorrência perfeita, as empresas são tomadoras de preços e fazem o ajuste da quantidade produzida, o que, por sua vez, no agregado, pode alterar o preço de mercado. No teste aqui proposto supõe-se que os demais componentes de custo, além da matéria-prima (leite cru), são remunerados exatamente por seu custo marginal, o que é o resultado de concorrência perfeita. Desse modo, um aumento do preço do insumo, em condições de concorrência perfeita, deve resultar, como resposta imediata dos laticínios, em um aumento do preço final no mesmo montante em termos absolutos. Se esse aumento de preços acarretar queda da demanda em um segundo momento, o ajuste de quantidade deve ocorrer na produção leiteira, resultando em arrefecimento do aumento inicial de preços, a depender das elasticidades da demanda e da oferta.

Por sua vez, se a indústria e o varejo aplicarem um percentual fixo de *markup* no preço do produto, os valores dos coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  serão superiores a 1, uma vez que uma elevação dos preços dos insumos em termos absolutos é acrescida de variação da margem que incide

sobre esses custos, resultando em um aumento de preços maior que a variação do preço dos insumos. Estratégias de precificação com percentual fixo são prática comum em mercados oligopolizados, conforme há muito reportado por Hall e Hitch (1937), estando, portanto, mais distantes do modelo competitivo (CARMAN; SEXTON, 2005).

De maneira implícita, o modelo assume que as mudanças de preços no varejo são provocadas por mudanças de preço pago ao produtor (CAPPS; SHERWELL, 2005, PARROT; EASTWOOD; BROOKER, 2001). Na especificação funcional do modelo, a variável ‘preço no varejo’ depende das oscilações no decorrer do tempo do preço da matéria prima (HOUCK, 1977). Desse modo, o modelo assume implicitamente que as mudanças na demanda se traduzem ajustes de quantidade, que são transmitidos pela cadeia produtiva, até a formação de preços da matéria-prima. Outra premissa do modelo é que, se os custos marginais forem constantes na indústria e varejo e a estrutura do mercado seguir o modelo competitivo, os coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  assumirão valores próximos de 1 (CARMAN; SEXTON, 2005). O pressuposto de retornos constantes de escala e custos marginais constantes no tempo sugere que a tecnologia envolvida na distribuição e comercialização de produtos no varejo muda lentamente em comparação a outros setores (PARROT; EASTWOOD; BROOKER, 2001). No caso brasileiro a premissa de custos marginais constantes é pouco plausível, dado que os custos de transporte e energia, entre outros, são variáveis, assim como houve, nos últimos 15 anos, grande mudança tecnológica em laticínios, logística e varejo. Sob esse aspecto, é desejável incluir a variável ‘custo de comercialização’ na especificação do modelo. Para Heien (1980), faz mais sentido assumir que mudanças nos preços do varejo refletem alterações em toda cadeia e que essas mudanças de custo são transmitidas para o consumidor.

Alguns autores, como Aguiar e Santana (2002), optaram por utilizar o modelo de Houck (1977) a partir da transformação logarítma dos preços e o resultado acaba refletindo a transmissão da variação do preço (AGUIAR; SANTANA, 2002). Essa abordagem não será seguida neste teste para preservar as informações fornecidas sobre estratégias de preços a partir da utilização dos valores nominais dos dados.

### 3.2. Tratamento dos Dados

Considerando-se a importância dos dados regionais para medir o poder de mercado dos intermediários da cadeia, foram utilizados os preços pagos ao produtor no Estado de São Paulo, coletados pelo CEPEA-ESALQ-USP e os preços pagos pelo consumidor no varejo na cidade de São Paulo, coletados pela FIPE, no período de dezembro de 1999 até dezembro de 2005, um total de 73 meses<sup>1</sup>. Dentre os trabalhos pesquisados foram encontrados diversos períodos de análise, desde 49 meses (CARMAN; SEXTON, 2005), passando por 67 meses (PARROT; EASTWOOD; BROOKER, 2001) e 94 meses (CAPPS; SHERWELL, 2005). Portanto o número de 73 observações é adequado e não inclui anos em que a participação do leite longa vida nas vendas não havia se consolidado como o tipo de leite mais vendido, bem como exclui períodos com grande volume de importações como

<sup>1</sup> Na prática são utilizadas 72 observações, pois o mês inicial só é empregado para calcular a primeira diferença da série.

1995 e 1996 (JANK; GALAN, 1998). O índice escolhido como *proxy* para as alterações no custo de comercialização do varejo foi o IPC da FIPE<sup>2</sup>.

Nos trabalhos pesquisados não foi encontrado qualquer tipo de tratamento para deflacionar os preços. Capps e Sherwell (2005) são explícitos quanto à importância da utilização dos dados nominais. A pesquisa de Aguiar e Santana (2002), que utilizou dados de janeiro de 1987 a junho de 1998, confirma essa posição ao atribuir ao período de inflação até 1994 uma influência na formação das expectativas de aumento dos preços. Nesta pesquisa serão mostrados também os resultados com os preços deflacionados (valor presente em dez/05), apenas para avaliação da robustez dos resultados.

Houck (1977) chama atenção para o fato de uma variável explicativa ser dividida em duas: *acréscimo* e *decréscimo*. Isso geralmente acaba aumentando o problema de autocorrelação temporal entre os componentes da série. A estrutura do termo de erro da série é a de um AR(1), o que significa que o resíduo deixa de ser aleatório e passa a depender do valor do termo de erro ocorrido no período anterior, sendo, portanto, é um processo auto-regressivo de 1ª ordem.

Existem vários métodos de correção para problemas de autocorrelação AR(1). A maioria dos trabalhos analisados utiliza o procedimento iterativo Cochrane-Orcutt, que aplica o método de mínimos quadrados generalizados (AGUIAR e SANTANA, 2002; CARMAN e SEXTON, 2005; CAPPS e SHERWELL, 2005). Alguns autores preferiram outros métodos não lineares, empregando procedimentos baseados em algoritmos (FRIGON e DOYON e ROMAIN, 1999; PARROT e EASTWOOD e BROOKER, 2001). Porém, no teste empírico realizado nesta pesquisa os resultados com métodos de mínimos quadrados generalizados e modelos não lineares foram quase idênticos. Dada a indiferença dos métodos neste caso, optou-se por utilizar o método de Cochrane-Orcutt, no qual a estatística  $R^2$  pode ser utilizado sem restrições (FRIGON; DOYON; ROMAIN, 1999,).

Para medir a eficiência do método de correção de autocorrelação das séries foi utilizado o teste de Durbin-Watson (DW). Esse teste pode ser empregado para testar autocorrelação de 1ª ordem, o AR (1) (VASCONCELLOS; ALVES, 2000). Segundo o estudo de Savin e White, para uma amostra de 45 casos e com 4 variáveis explicativas, se o teste DW for inferior a 1,336 com 5% de nível de significância, ela indica um problema de autocorrelação positiva de 1ª ordem e a hipótese nula de não presença de autocorrelação na série é rejeitada (1977 apud WOOLDRIDGE, 2003).

Para se obter o número de meses de defasagem (*lags*) estatisticamente significativos de *acréscimo* e *decréscimo* de preços, empregou-se o modelo de *Almon lag*, assim como na maioria dos trabalhos pesquisados (AGUIAR; SANTANA, 2002). Para alguns autores, porém, qualquer método de seleção de defasagens é arbitrário e todos os resultados devem ser reportados (FRIGON; DOYON; ROMAIN, 1999,). Nesta pesquisa optou-se por seguir a sugestão de Carman e Sexton (2005), qual seja, utilizar o *Almon lag* e eliminar as defasagens sem significância estatística.

Correções de sazonalidade só foram encontradas no trabalho de Parrot et al. (2001). Ele altera a estrutura original do modelo de Houck e acrescenta um parâmetro de quantidade de leite distribuído pela indústria. Considerando-se a falta de dados a esse respeito e a

<sup>2</sup> Pretende-se, em trabalhos futuros, a utilização de outras *proxies* para a variação do custo de comercialização, como um índice construído a partir de uma composição de preços de transporte, energia e salários.

informalidade no mercado brasileiro, essa alteração não parece adequada para o propósito dessa pesquisa.

Não existe um método estatístico de dessazonalização que seja de maneira geral superior aos demais e a análise econômica dos resultados ainda é a principal ferramenta para seleção do método escolhido (PICCHETTI, 2003). Neste teste empírico foram utilizadas duas técnicas de dessazonalização dos dados: a de médias móveis e o algoritmo X-12. São reportados os resultados tanto do modelo de Houck sem dessazonalização, quanto para o modelo de médias móveis, que apresentou menor problema de autocorrelação na série.

Assim, serão apresentados os resultados do modelo original de Houck sem tratamento, os resultados de um modelo com os preços desazonalizados e, por fim, outro com dados desazonalizados e deflacionados. Os resultados também apresentam uma média geral para o leite longa vida na cidade de São Paulo e ainda o comportamento de 3 marcas. Essas marcas serão identificadas como A, B e C. As marcas A e B são de duas grandes processadoras do Estado e a marca C é uma das líderes nacionais, com leite processado em todos os Estados do país. Por fim, serão apresentados os resultados do teste para o leite pasteurizado tipo B e C, nas quais os produtores são do Estado.

### 3.3. Resultados

As análises de condutas de precificação foram realizadas para os mercados de leite longa vida e de leite pasteurizado. Nesta seção são apresentados os resultados em separado, para posterior comparação dos padrões de concorrência nos dois mercados e implicações para o Sistema Agroindustrial do Leite.

#### *Leite Longa Vida*

Para o leite longa vida, os valores de  $R^2$  do modelo sem correção e do modelo dessazonalizado variam de 0,79 à 0,91, indicando que o poder explicativo dessa análise é bastante representativo (Tabela 3). O índice de custo de comercialização mostrou-se sempre não significativo para o leite longa vida e foi retirado da estrutura do teste. Esse comportamento do índice também ocorreu em outros testes pesquisados (CARMAN; SEXTON, 2005). O coeficiente  $\beta_0$  que assume a forma de tendência só apresentou alguma diferença quando foi incluído no modelo da marca B. Esta diferença será discutida mais adiante.

Tabela 3 - Resultados do teste para o leite longa vida

Longa Vida	Modelo original			Modelo dessazonalizado		
	Marca A	Marca B	Marca C	Marca A	Marca B	Marca C
$R^2$	0,8065	0,8937	0,7893	0,8294	0,9109	0,8724
D-W	1,4588	1,4653	1,6108	1,7040	1,6759	1,7545
$\beta_1$	2,0907	2,0812	2,1596	2,2773	2,2074	2,4664
desvio padrão	0,2474	0,2070	0,2142	0,2165	0,1783	0,1767
$\beta_2$	1,9746	1,4167	2,3285	2,3502	1,8510	2,6159
desvio padrão	0,4061	0,3373	0,3495	0,3072	0,2516	0,2499
$\beta_1 = \beta_2$ <sup>1</sup>	não rejeita	rejeita	não rejeita	não rejeita	rejeita	não rejeita
valor p	0,5432	0,0001	0,3115	0,5434	0,0006	0,1306
Almon lag $\beta_1$	0	0	0	0	0	0
valor t	4,3481	4,4194	4,9934	4,9579	3,6305	4,5378
Almon lag $\beta_2$	0	0	0	0	0	0
valor t	2,4485	3,2073	4,4125	2,9026	4,1055	5,8335
$\beta_1 = 1$ <sup>1</sup>	rejeita	rejeita	rejeita	rejeita	rejeita	rejeita
valor p	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$\beta_2 = 1$ <sup>1</sup>	rejeita	não rejeita	rejeita	rejeita	rejeita	rejeita
valor p	0,0190	0,2208	0,0003	0,0000	0,0012	0,0000
Longa Vida	Dessazonalizado e deflacionado					
	Marca A	Marca B	Marca C			
$R^2$	0,5119	0,7224	0,6688			
D-W	1,6297	1,6314	1,6718			
$\beta_1$	2,2878	2,2828	2,4535			
desvio padrão	0,2707	0,2224	0,2090			
$\beta_2$	2,6414	2,2508	2,8261			
desvio padrão	0,3227	0,2640	0,2488			
$\beta_1 = \beta_2$ <sup>1</sup>	rejeita	não rejeita	rejeita			
valor p	0,0006	0,6926	0,0000			
Almon lag $\beta_1$	0	0	0			
valor t	4,6219	3,1446	4,1483			
Almon lag $\beta_2$	0	0	0			
valor t	3,2762	4,5034	6,1782			
$\beta_1 = 1$ <sup>1</sup>	rejeita	rejeita	rejeita			
valor p	0,0000	0,0000	0,0000			
$\beta_2 = 1$ <sup>1</sup>	rejeita	rejeita	rejeita			
valor p	0,0000	0,0000	0,0000			

Nota <sup>1</sup>: nível de significância de 5%

Fonte: elaboração própria

Não foi identificada defasagem significativa na velocidade de transmissão de acréscimo ou decréscimo de preço para nenhum dos modelos analisados e para nenhuma das três marcas. Desse modo, em relação à velocidade de transmissão da oscilação de preço do produtor ao consumidor final, não ficou caracterizado poder de mercado da indústria ou varejo para o leite longa vida. Os resultados empíricos confirmam, portanto, a hipótese construída a partir da análise do mercado de leite fluido, segundo a qual o alargamento dos limites geográficos do mercado de leite longa vida o tornaria mais concorrencial.

Em relação à simetria da transmissão dos coeficientes de acréscimo e decréscimo de preço, não é rejeitada a relação de equivalência da magnitude dos coeficientes ( $\beta_1 = \beta_2$ ) com 5% de nível de significância para as marcas A e C em quaisquer dos modelos. Para essas



marcas, o comportamento de preço no varejo para aumentos e quedas de preços pagos ao produtor foi equivalente. O preço do leite no varejo em São Paulo no período analisado não apresentou uma tendência de transmissão maior para os aumentos do que para as quedas de preços para o consumidor dessas marcas.

A marca B apresentou resultados diferentes, em que a transmissão de aumentos foi maior que as transmissões de queda dos preços. Porém, deve-se observar que este é o único caso que é sensível ao coeficiente de tendência ( $\beta_0$ ). O modelo com tendência, cujos resultados são apresentados na Tabela 4, indica que os mesmos resultados anteriores são extensivos à marca B.

Tabela 4 - Resultados do teste dessazonalizado para a marca B com tendência

$\beta_0$	0,0063	$R^2$	0,9537
desvio padrão	0,0071	D-W	1,6528
$\beta_1$	1,9348	$\beta_1 = \beta_2$ <sup>1</sup>	<i>não rejeita</i>
desvio padrão	0,3668	Wald	0,8505
$\beta_2$	2,0320		
desvio padrão	0,3203		

Nota <sup>1</sup>: nível de significância de 5%

Fonte: elaboração própria

Nesse caso o coeficiente de tendência assume um valor positivo e diminui a grandeza do coeficiente de aumento. Com o  $\beta_0$  na especificação não é possível afirmar que o coeficiente de acréscimo seja diferente do coeficiente de decréscimo, conforme comprova o teste de Wald. Esse parece ser um resultado plausível, dado que a marca B atua no mesmo mercado que as demais marcas. Assim, não há um indício de conduta indesejada na transmissão dos preços ao consumidor para a marca B, pois o modelo com tendência não rejeitou a possibilidade de igualdade dos coeficientes de acréscimo e decréscimo de preços.

Se os movimentos de aumentos e diminuições de preços são simétricos entre si, os valores repassados para o consumidor acompanham os mesmos valores absolutos das oscilações do preço ao produtor. Com 5% de nível de significância, a hipótese de  $\beta_1$  ou  $\beta_2$  igual à 1 é rejeitada. Como os coeficientes de acréscimo e decréscimo são maiores que 1 (um), há evidências de que os intermediários aplicam uma regra de precificação com um *markup* percentual fixo, que, conforme já discutido, significa um afastamento dos resultados de concorrência perfeita (CARMAN; SEXTON, 2005).

No aspecto de estratégias de preços da indústria e varejo, o mercado de leite longa vida se afasta do modelo perfeitamente competitivo. Conforme citado anteriormente, se os intermediários aplicassem um *markup* absoluto fixo, e não percentual, a soma dos coeficientes de aumentos seria próxima de 1 (CARMAN; SEXTON, 2005). Este valor de coeficiente indicaria que os intermediários possuem custos marginais constantes e estariam mais próximos do modelo competitivo perfeito. Entretanto, essa possibilidade é seguramente rejeitada.

É interessante destacar que os resultados para os teste de hipóteses ( $\beta_1 = \beta_2$ ,  $\beta_1 = 1$  e  $\beta_2 = 1$ ) são idênticos entre os modelos sem correção e os modelos dessazonalizados para cada



marca. Assim, para a série utilizada neste teste, a correção por médias móveis adotada para dessazonalização não alterou o resultado geral do teste. A principal diferença está no menor problema de autocorrelação, tornando o modelo dessazonalizado mais robusto em comparação com o modelo sem correção.

### Leite Pasteurizado

Os resultados para o mercado de leite pasteurizado tipo B e C, apresentados na Tabela 5, indicam um que o coeficiente de tendência  $\beta_0$  e o coeficiente de custo mostraram-se significativos e foram incluídos na especificação. Os preços finais do leite pasteurizado tipo B e tipo C são bastante próximos, sendo o primeiro sempre um pouco mais caro que o segundo devido às suas especificações técnicas. Os resultados de defasagem e análise de coeficientes são idênticos para os dois tipos de leite.

Tabela 5 - Resultados do teste para o leite pasteurizado

Pasteurizado	Modelo original		Dessazonalizado		Dessazonalizado e deflacionado	
	Tipo C	Tipo B	Tipo C	Tipo B	Tipo C	Tipo B
$R^2$	0,9895	0,9680	0,9781	0,9807	0,8219	0,9201
D-W	2,0380	1,8950	1,5583	1,5799	1,4826	1,4416
$\beta_0$	0,0024	0,0055	0,0046	0,0085	(0,0067)	(0,0054)
desvio padrão	0,0019	0,0028	0,0029	0,0036	0,0060	0,0065
$\beta_1$	0,6291	0,5401	0,3935	0,3801	0,4840	0,4948
desvio padrão	0,1706	0,2555	0,1245	0,1554	0,2023	0,2212
$\beta_2$	0,4780	0,5774	0,3860	0,5505	0,2943	0,3932
desvio padrão	0,1727	0,2860	0,1247	0,1557	0,1865	0,2015
c	0,1288	0,2093	0,1290	0,1936	0,2643	0,3923
desvio padrão	0,0136	0,0339	0,0204	0,0260	0,0292	0,0294
$\beta_1 = \beta_2$ <sup>1</sup>	não rejeita	não rejeita	não rejeita	não rejeita	não rejeita	não rejeita
valor p	0,4785	0,9061	0,9728	0,5565	0,6154	0,8166
Almon lag $\beta_1$	0	0	0	0	1	1
valor t	3,1256	3,7566	3,4263	3,5288	4,1161	3,3358
Almon lag $\beta_2$	5	5	1	1	1	1
valor t	3,6032	3,0107	3,9588	3,7397	2,4477	3,5865
$\beta_1 = 0,5$ <sup>1</sup>	não rejeita	não rejeita	não rejeita	não rejeita	não rejeita	não rejeita
valor p	0,4516	0,8757	0,3954	0,4427	0,9370	0,9815
$\beta_2 = 0,5$ <sup>1</sup>	não rejeita	não rejeita	não rejeita	não rejeita	não rejeita	não rejeita
valor p	0,8991	0,7875	0,3634	0,7468	0,2738	0,5976

Nota <sup>1</sup>: nível de significância de 5%

Fonte: elaboração própria

Em relação à velocidade da transmissão das oscilações de preço é identificada uma defasagem para a transmissão das diminuições de preço do produtor ao consumidor. No caso do modelo sem correção, essa defasagem é de 5 meses e para o modelo dessazonalizado essa diferença é de 1 mês. A diferença de defasagens entre os modelos é

muito provavelmente originada pela demora da transmissão de queda de preços entre os períodos de safra e entressafra no modelo sem correção. Dado esse fenômeno, o mais recomendável é analisar o modelo sem variações sazonais e esse indica uma defasagem diferente entre o coeficiente de acréscimo e o coeficiente de decréscimo de preço. Enquanto a transmissão do primeiro se dá no mesmo mês o segundo movimento leva um mês e esta é uma evidência de imperfeição de mercado.

A análise do valor dos coeficientes produz mais indícios a respeito do maior poder de mercado dos agentes intermediários na comercialização do leite pasteurizado em comparação com o leite longa vida. Com 5% de nível de significância, a hipótese de igualdade dos coeficientes  $\beta_1 = 0,5$  e  $\beta_2 = 0,5$  não é rejeitada. Conforme discutido anteriormente, esse resultado é aquele esperado para um mercado de baixa concorrência, com precificação monopolista. O teste para medir a igualdade dos coeficientes entre si não é rejeitado. O oposto ocorre com o teste da hipótese de que os valores dos coeficientes sejam equivalentes a 1. Em síntese, todos os resultados do teste para o leite pasteurizado tipo B e também para o tipo C apontam para um mercado bastante distante do modelo de concorrência perfeita, com precificação monopolista, diferentemente do observado para o mercado de leite longa vida.

Esses resultados podem apresentar algumas limitações. Em primeiro lugar, o resultado do valor do coeficiente sinalizar monopólio parte da premissa de uma curva de demanda linear. Outra limitação está na utilização do preço pago ao produtor pelo leite tipo C tanto para o tipo B como para o tipo C. Porém, dada a similaridade dos produtos e a elevada correlação do comportamento de preço dos dois tipos, a utilização desses dados para a análise do leite B não parece ser uma grande concessão.

#### **4. Considerações finais: implicações para o Sistema Agroindustrial do Leite**

O vertiginoso crescimento das vendas de leite longa vida, absorvendo grande parte do mercado antes abastecido pelo leite pasteurizado, transformou o padrão de concorrência no Sistema Agroindustrial do Leite. As diferenças nas características técnicas, particularmente pelo prazo de validade e necessidade de distribuição a frio, modificam a concorrência entre laticínios e o modo que as alterações de preços fluem pela cadeia produtiva. Na distribuição, a redução da frequência de compras permitiu a consumidores a utilização de canais de distribuição que implicassem maior custo de deslocamento, fazendo com que as vendas migrassem de padarias para supermercados. Na indústria, o leite longa vida teve como efeito o alargamento das fronteiras dos mercados, com a incorporação de um maior número de produtores em um mesmo espaço de concorrência.

No caso do mercado de leite fluido em São Paulo foram encontrados dois resultados diferentes. Para o leite longa vida o padrão de concorrência é mais próximo do modelo competitivo. A partir dos resultados do teste, não foi encontrada nenhuma evidência de poder de mercado em relação à assimetria de transmissão de aumentos e decréscimos de preços, tampouco em relação a velocidade de transmissão. O maior indício de imperfeição de mercado decorre das evidências de utilização de *markup* de percentual fixo. Esse resultado é convergente com as práticas de precificação de grandes supermercados – a distribuição modal do leite longa vida – que cobram um percentual fixo de serviço de venda sobre o preço de aquisição de cada produto. Apesar da oferta pulverizada em São

Paulo, com cerca de 35 marcas oferecidas segundo dados da Pesquisa de Orçamento Familiar da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, a magnitude da transmissão de preços indica que indústria e varejo apresentam algum poder de mercado.

Em relação ao leite pasteurizado, os resultados apontaram para um mercado pouco competitivo, o que provavelmente decorre da menor área de abrangência deste mercado. O resultado de não rejeição da hipótese de monopólio no teste empírico encontra justificativa mais pelos limites geográficos da distribuição de um produto perecível do que por características estruturais, como barreiras à entrada. Embora a precificação seja consistente com o comportamento monopolista, as características da produção de leite pasteurizado não indicam que há rendas elevadas, sustentáveis por barreiras à entrada. Esse resultado de imperfeições na transmissão de preços deve decorrer da menor liquidez de um mercado baseado em um produto perecível, e que apresenta problemas de organização e fluxo de informação. De qualquer forma, é digno de nota que a transmissão de preços na cadeia de leite pasteurizado seja consistente com a estrutura de mercado monopolista.

Os resultados permitem algumas inferências para análises setoriais e de políticas públicas voltadas à produção leiteira. A transformação no mercado de leite observada nos últimos 15 anos trouxe maior concorrência nos segmentos de indústria e distribuição, assim como maior velocidade de transmissão de preços ao longo da cadeia produtiva. Sem levar em consideração eventuais consequências do maior consumo de longa vida para a população em geral, pode-se afirmar que o Sistema Agroindustrial do Leite passou a funcionar de um modo mais próximo ao esperado em ambientes de maior concorrência. Entretanto, o modo de precificação com *markups* com percentual fixo indica que indústria e distribuição gozam de algum poder de mercado e que variações de custo da matéria-prima são repassadas mais que proporcionalmente, em termos absolutos, ao consumidor final.

Segundo os produtores, indústria e varejo não estariam repassando as quedas dos preços pagos ao produtor para o consumidor. Não foi encontrado qualquer indício empírico para esta afirmação no mercado de leite longa vida, que representa aproximadamente 80% do mercado. Pelo contrário, movimentos de aumentos e diminuições de preços apresentaram a mesma defasagem e a mesma magnitude. O que provavelmente ocasiona essa relação desigual é que indústria e varejo apresentam suficiente poder de mercado para fazer uso de estratégias de precificação com *markup* com percentual fixo.

A principal limitação dessa pesquisa é restringir-se à análise de transmissão de preços, o que muitas vezes é insuficiente para concluir sobre o padrão de concorrência se houve variação significativa de diferenciação de produtos ou imperfeições de mercado, decorrentes de problemas de informação e custos de transação. Para tanto, seria desejável replicar esta análise em diferentes mercados relevantes e que apresentem graus de concentração de mercado distintos. Assim, seria possível avaliar se as estratégias de precificação decorrem de fato do padrão de concorrência ou de outros tipos de imperfeições de mercado.

## 5. Referências Bibliográficas

AGUIAR, Danilo R. D.; SANTANA, Josana A. Asymmetry in farm to retail price transmission: evidence from Brazil. *Agribusiness*, New York, vol. 18 (1), p. 37-48, 2002.

- ALVES, Daniela Rodrigues. Industrialização e comercialização do leite de consumo no Brasil. In: MADALENA, Fernando Enrique; MATOS, Leovegildo Lopes de; HOLANDA JR., Evandro Vasconcelos. *Produção de leite e sociedade: uma análise crítica da cadeia do leite no Brasil*. Belo Horizonte, FEP-MVZ Editora, 2001, cap. 4, p. 75-83.
- AZEVEDO, Paulo Furquim de; CHADDAD, Fábio Ribas; FARINA, Elizabeth Maria Mercier Querido. *The Food Industry in Brazil and in the U.S.: the impacts of FTAA on trade and investments*. Buenos Aires- Argentina: IDB-INTAL, 2004. (Working Paper).
- BARROS, Geraldo Sant’Ana de Camargo et al. *Sistema agroindustrial do leite no Brasil*. Brasília, DF: Embrapa Informação Tecnológica, 2001. 170 p.
- BARROS, Geraldo Sant’Ana de Camargo et al. Mudanças estruturais na cadeia do leite: reflexo sobre os preços. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, DF, ano 13, n. 3, p. 13-26, Jul./Ago./Set. 2004.
- BRESSAN, Matheus; MARTINS, Marcelo Costa. Segurança alimentar na cadeia produtiva do leite e alguns dos seus desafios. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, DF, ano 13, n. 3, p. 27-37, Jul./Ago./Set. 2004.
- CAPPS JR., Oral; SHERWELL, Pablo. *Spatial asymmetry in farm-retail price transmission associated with fluid milk products*. 2005. In: AMERICAN AGRICULTURAL ECONOMICS ASSOCIATION ANNUAL MEETING, Providence, Rhode Island, 2005.
- CARMAN, Hoy F.; SEXTON, Richard J. Supermarket fluid milk pricing practices in the Western United States. *Agribusiness*, New York, vol. 21, p. 509-530, Fall 2005.
- FRIGON, Mathieu; DOYON, Maurice; ROMAIN, Robert. Asymetry in farm-retail price transmission in the northeastern fluid milk market. *Food Marketing Policy Center, Research Report*, No. 45, University of Connecticut, May 1999.
- HALL, R. L.; HITCH, C. Price theory and business behavior. *Oxford economic papers*, n. 2, p. 12-45. May 1939.
- HEIEN, Dale M. Markup pricing in a dynamic model of the food industry. *American Journal of Agricultural Economics*, Ames, IA, vol. 62, 10-18, 1980.
- HOUCK, James P. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. *American Journal of Agricultural Economics*, Ames, IA, vol. 59, p. 570-572, 1977.
- ITAMBÉ. *Cooperativa Central dos Produtores Rurais de Minas Gerais*. Belo Horizonte, MG, 2005. Disponível em: <<http://www.itambe.com.br/>>. Acesso em: 18 out. 2005.
- JANK, Marcos Sawaya; GALAN, Valter Bertini (1998). Competitividade do Sistema Agroindustrial do Leite. In: \_\_\_\_\_. *Competitividade no Agribusiness Brasileiro*. São Paulo: PENSA, USP, Julho 1998. Disponível em: <<http://www.pensa.org.br/>>. Acesso em: 23 jun. 2005.
- MARGARIDO, Mario Antônio; MARTINS, Vagner Azarias. Participação de mercado e consumo de leite longa vida na cidade de São Paulo. Milkpoint, 10 nov. 2005. Disponível em <<http://www.milkpoint.com.br/>>. Acesso em 11.11.2005.
- MARTINS, Marcelo Costa. Competitividade da cadeia produtiva do leite no Brasil. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, DF, ano 13, n. 3, p. 38-51, Jul./Ago./Set. 2004.
- MILKPOINT. *Publicação eletrônica da AgriPoint Consultoria*. Piracicaba, SP. Disponível em: <<http://www.milkpoint.com.br/>>. Vários acessos.
- MOTTA, Massimo. *Competition Policy: theory and practice*. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2004. 616 p.
- NEVES, Marcos Fava; CONSOLI, Matheus Alberto (Coord.). *Mapeamento e quantificação da cadeia do leite*. Programa de Estudos dos Negócios do Sistema Agroindustrial (PENSA), outubro 2005, Ribeirão Preto. Disponível em: <<http://www.pensa.org.br/>>. Acesso em: 10 fev. 2006.



- PARROT, Scott D.; EASTWOOD, David B.; BROOKER, John R. (2001). Testing for symmetry in price transmission: an extension of the shiller lag structure with an application to fresh tomatoes. *Journal of Agribusiness*, Georgia, vol. 19, p. 35-49, Spring 2001.
- PICCHETTI, Paulo. Considerações sobre a escolha do método de dessazonalização de uma série. *Informações Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE)*, São Paulo, p. 13-15, julho 2003.
- SHY, Oz. *Industrial Organization: theory and applications*. Paperback edition. Cambridge, MA: The MIT Press, 1996. 488 p.
- TIROLE, Jean. *The theory of industrial organization*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1988. 479 p.
- VARIAN, Hal R. *Microeconomia: princípios básicos*. 4ª ed. Rio de Janeiro: Editora Campus, 1999. 740 p.
- VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval; ALVES, Denisard (Coord.). *Manual de Econometria: nível intermediário*. São Paulo: Editora Atlas, 2000.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory Econometrics: a modern approach*. 2<sup>nd</sup> ed. Mason, Ohio: South-Western, 2003. 863 p.