



INTEGRAÇÃO ESPACIAL DO MERCADO DE LEITE CONDENSADO

lucasepinha@gmail.com

APRESENTACAO

ORAL-Comércio

Internacional

KENNYA BEATRIZ SIQUEIRA; ALZIRO VASCONCELOS CARNEIRO; LUCAS CAMPIO
PINHA.

EMBRAPA GADO DE LEITE, JUIZ DE FORA - MG - BRASIL.

Integração espacial do mercado de leite condensado

Spatial integration of the condensed milk market

Grupo de Pesquisa: Comércio Internacional

Resumo

O Brasil é um importante produtor mundial de leite e sua produção tem crescido substancialmente nos últimos anos, tendo como resultado um maior destaque no mercado internacional. Dentre os produtos mais exportados pelo Brasil, o leite condensado merece destaque por ser responsável por boa parte do crescimento do setor lácteo brasileiro no exterior. Diante disso, achou-se oportuno avaliar a integração espacial do Brasil com os maiores exportadores de leite condensado do mundo. Para isso utilizou-se o teste de cointegração e o Directed Acyclic Graphs (DAG). Os resultados mostraram que Brasil, Chile e Bélgica são integrados e, portanto, possuem uma tendência comum de preços no longo prazo.

Palavras-chaves: integração espacial, comércio internacional, leite condensado

Abstract

Brazil is an important dairy producer and its production has grown considerably in the last years, increasing its market share in the international milk market. Among the main dairy products exported by Brazil is the condensed milk. Thus, it is important to evaluate the spatial integration of the Brazilian milk condensed market with the greatest exporters of this product. Cointegration and Directed Acyclic Graphs (DAG) were the test used. The results show that Brazil, Chile, and Belgium are integrated and have a common trend among their prices.

Keywords: spatial integration, international market, condensed milk

1. Introdução¹

O Brasil é um importante produtor mundial de leite e sua produção tem crescido substancialmente nos últimos anos, tendo como resultado um maior destaque no mercado internacional. Em 2004, pela primeira vez na história, as exportações brasileiras de lácteos foram superiores às importações, resultando em um superávit da ordem de US\$ 11,5 milhões na balança comercial. No ano seguinte, a balança comercial manteve o superávit (US\$ 8,9 milhões), porém em menores proporções. Já em 2007, o saldo positivo alcançado pela balança comercial de lácteos foi de US\$ 122,5 milhões, sendo que as exportações tiveram um aumento de 97,3% em valor frente ao total exportado em 2006 (MDIC, 2010). Em 2008, as exportações continuaram crescendo e alcançaram seu maior valor: US\$ 509 milhões (MDIC, 2010). Essas exportações têm gerado receitas positivas para o agronegócio do leite, além de estimular o nível de atividade das empresas e a geração de empregos, possibilitando ganhos de escala e redução de custo (Souza et al., 2006).

Os principais produtos da pauta de exportação de lácteos brasileira são: leite em pó, leite condensado, leite evaporado, além de diversificada variedade de tipos de queijos especiais (Alvim, 2007). Dentre estes produtos, o leite condensado merece destaque por ser responsável por boa parte do crescimento do setor lácteo brasileiro no exterior.

O leite condensado brasileiro destaca-se pela qualidade, escala de produção com alto padrão tecnológico e alto valor agregado (Souza et al., 2006). Segundo Alvim (2007), este produto apresenta vantagem competitiva no mercado internacional pelo fato de agregar valor a três matérias-primas nas quais o Brasil possui baixo custo de produção: leite, açúcar e embalagem de aço. Além disso, trata-se de um produto que possui elevada vida de prateleira.

O Brasil, além de ser o maior consumidor deste produto, tem apresentado taxas crescentes de exportação passando de US\$ 1,3 milhão em 1998 para US\$ 69 milhões em 2008, um crescimento de mais de 5.000%. Entre 2007 e 2008, as exportações brasileiras cresceram cerca de 66,8% (MDIC, 2010). Portanto o Brasil tem ampliado sua participação nas exportações mundiais de leite condensado, figurando entre os maiores exportadores do mundo em 2008, em valor, sendo superado apenas por Holanda, Bélgica, Síria e Chile.

Pelo exposto anteriormente, é possível verificar que o Brasil ocupa posição de destaque no comércio internacional de leite condensado. Neste cenário, portanto, é importante identificar como o mercado de leite condensado brasileiro interage com os mercados dos diferentes países, analisando se há correlação de preços entre o Brasil e os maiores exportadores mundiais de lácteos. Dessa forma, pretende-se verificar se o mercado de leite condensado brasileiro está integrado aos mercados dos maiores exportadores deste produto e se há influência dos preços destes países na formação do preço do leite condensado brasileiro.

Essa questão, embora de grande importância para o desenvolvimento do setor, ainda não foi estudada. Segundo Faminon e Benson (1990) mercados integrados são aqueles nos quais os preços são determinados de maneira interdependente, de modo que alterações de preços em um mercado são transmitidas aos preços de outros. Portanto, pode-se dizer que a integração espacial dos mercados refere-se à influência que um mercado

¹ As informações desta Introdução são baseadas em Castro e Siqueira (2009).

exerce sobre outro, diretamente ou indiretamente, de tal forma que oferta e demanda em um mercado afetam o preço e, ou volume de transações no outro, ao longo do tempo (Fackler e Goodwin, 2000).

Segundo Goletti e Christina-Tsigas (1995), a identificação de grupos de mercados integrados e o conhecimento da extensão da transmissão de preços entre diferentes localidades podem auxiliar o governo no delineamento de políticas de liberalização destes mercados, evitando a duplicidade de intervenções e gastos públicos. Além disso, o conhecimento da integração de mercado permite ainda, monitorar o movimento dos preços, podendo contribuir para uma maior efetividade das políticas de estabilização e ser utilizado na previsão dos níveis de preços do país. Ao mesmo tempo, tem-se que este tipo de estudo pode auxiliar na identificação da infra-estrutura de comercialização mais relevante para o desenvolvimento dos mercados agrícolas no País, possibilitando uma maior eficiência de tais políticas de investimento.

Santana (1998) também corrobora com a idéia anterior e acrescenta que o conhecimento do grau de integração de mercado pode auxiliar na formação de estoques, na uniformização da tributação e na dinamização do fluxo de comércio. O mesmo é assegurado por Ravallion (1986), segundo o qual esses estudos podem assistir na alocação eficiente dos recursos governamentais, principalmente em países subdesenvolvidos, cujos recursos financeiros são escassos, sendo relevante para detectar regiões-chave na propagação de incentivos públicos, assim como a dependência temporal entre as regiões.

Dessa forma, estudos acerca da integração espacial dos mercados são relevantes principalmente para o delineamento de políticas de desenvolvimento regionais. A identificação dos fatores responsáveis por uma maior ou menor interação entre os mercados pode auxiliar na definição de estratégias para tornar mais eficiente o fluxo de mercadorias e informações, identificando os investimentos necessários em infra-estrutura de comercialização e de comunicação.

Para o setor privado, tais informações são estratégicas para a tomada de decisão, visto que permite conhecer os países e, conseqüentemente os preços que influenciam direta ou indiretamente nos preços do leite condensado no Brasil. Com isso, é possível se fazer previsões mais seguras de preços, bem como realizar um planejamento de longo prazo mais apurado.

Portanto, considera-se oportuno realizar um estudo mais detalhado da integração espacial do leite condensado brasileiro com os demais países como forma de identificar regiões dominantes e satélites no comércio internacional desse derivado lácteo, locais de formação de preços do leite condensado, entre outras variáveis de relevância para o entendimento e desenvolvimento desta esfera econômica.

2. Estado da arte

Grande parte da literatura sobre análise de mercado enfatiza principalmente, a questão dos preços em diferentes localidades serem ou não correlacionados. A maioria das metodologias utilizadas para análise de mercado espacial utiliza dados de preços, por serem estes mais prontamente disponíveis e seguros. No entanto, é possível também utilizar dados de custo e de volume de negociações nas análises de integração. Porém,

neste caso, não se consegue determinar se as condições de arbitragem garantem o equilíbrio e se a transação é socialmente eficiente (Li e Barrett, 1999).

Estudos pioneiros abrangendo a integração de mercados envolviam, principalmente, análises de correlação de preços entre os diferentes mercados. No entanto, várias críticas foram feitas a estes estudos, argumentando-se que movimentos conjuntos nos preços podem ocorrer por diversas razões, como por exemplo, devido a fatores políticos, climáticos, sazonais e inflacionários, o que não implica necessariamente em integração de mercados.

Para contornar os problemas das análises baseadas no coeficiente de correlação, Ravallion (1986) desenvolveu um modelo dinâmico capaz de distinguir claramente a integração de curto prazo da integração como uma tendência de longo prazo, o que representou um avanço na metodologia de análise de mercado. No entanto, o modelo de Ravallion não incorporou fluxos reversos intersazonais e influência direta entre os mercados e assumiu que os custos de transação são constantes. Além disso, o modelo apresentava complexidades estruturais que o levaram ao desuso.

Na década seguinte, Li e Barrett (1999) propuseram uma metodologia de análise de mercado baseada na estimação de um modelo de distribuição incorporando dados de preço, custo de transferência e fluxo de negócios, utilizando-se Máxima Verossimilhança. Os autores empregaram dados de fluxo de negócios, o que lhes permitiu obter medidas intuitivas de negociabilidade, equilíbrio competitivo, integração perfeita, equilíbrio segmentado e desequilíbrio segmentado. Este modelo ficou conhecido como Modelo de Barret-Li (BLM) e consistia de um *switching regime model*. Os *switching regime models* eliminaram os problemas de descontinuidade de negociações, variação de períodos de tempo e custos de transação não-estacionários que existiam em outros modelos de análise de séries temporais. No entanto, estes modelos são estáticos e não respondem a questões simples de análise de mercados, como por exemplo, a velocidade de ajustamento ou de convergência para o equilíbrio. Rashid (2004) também afirma que o BLM é incapaz de analisar a integração de mercado na ausência de dados de fluxo direto de negócios, os quais são difíceis de obter.

Nos últimos anos, a metodologia que se tornou mais popular na análise de séries temporais e de integração de mercados é a cointegração. Este modelo é aplicável para séries de preços não-estacionárias e refere-se a relações de longo-prazo entre os preços. Portanto, a existência de cointegração é um indicador de interdependência entre os preços.

Os primeiros trabalhos utilizando cointegração aplicaram principalmente o modelo bivariado, que consiste em fazer a cointegração entre duas séries de preços assumindo que os outros preços não têm efeitos no mercado. Este método tem recebido críticas por omitir preços, pois estas omissões negligenciam as conexões diretas entre duas séries de preços, o que pode levar a resultados não conclusivos sobre a existência de integração de mercado (Asche et al., 2004; González-Rivera e Helfand, 2001). Diz-se também que tais modelos não são adequados para capturar a complexidade da dinâmica espacial de ajustamento de preços num mercado integrado de várias localidades, tornando-se difícil determinar quais localidades pertencem a um mesmo mercado.

Diante dessas limitações, o procedimento de Johansen passou a ser utilizado para análises multivariadas de cointegração. Segundo Asche et al. (2004), a abordagem multivariada é a mais adequada para se analisar séries de preços. No entanto, os resultados

da cointegração multivariada são sensíveis à dimensionalidade do sistema, ou seja, a confiabilidade dos resultados é uma função decrescente do número de parâmetros estimados.

Inúmeros trabalhos de integração de mercado têm sido feitos empregando análises multivariadas de cointegração, como por exemplo, Rashid (2004), Jarvis et al. (2005), Pendell e Schroeder (2004), Baek e Koo (2003), entre outros. Vale ressaltar, que cada autor tem realizado pequenas modificações na metodologia de cointegração como forma de adequá-la aos objetos de estudo. Além disso, os trabalhos recentes têm frequentemente feito uso de metodologias complementares, como as Funções de Impulso-Resposta, os Perfis de Persistência, etc.

Diante disso, optou-se, neste trabalho, por utilizar uma adaptação da metodologia de Siqueira (2007) que evoluiu relativamente aos modelos anteriores. Esta metodologia é particularmente atrativa porque associa o uso da análise de cointegração com o emprego de um método novo chamado *Directed Acyclic Graphs* (DAG).

3. Metodologia

3.1. Integração de mercado

Para haver integração de mercados não é preciso que as regiões tenham comércio direto. O importante é que as localidades façam parte de um sistema de mercado caracterizado por fluxo de mercadoria e de informação. Isso pode ser mais bem entendido pelo exemplo de Fackler e Goodwin (2000), em que um choque hipotético, ε_A , que muda o excesso de demanda para um bem numa região A , mas não em uma região B , resulta na razão de transmissão do preço associado ao choque, dada por:

$$R_{AB} = \frac{\frac{\partial P_B}{\partial \varepsilon_A}}{\frac{\partial P_A}{\partial \varepsilon_A}} \quad (1)$$

em que $\frac{\partial P_A}{\partial \varepsilon_A}$ é a variação infinitesimal do choque econômico que provoca variação no

preço do bem na região A ; $\frac{\partial P_B}{\partial \varepsilon_A}$ é a variação infinitesimal do choque econômico que provoca variação no preço do bem na região B ; e R_{AB} é a razão de transmissão associada ao choque hipotético (a partir da mudança na demanda de um bem na região A). Neste modelo, se $R_{AB}=1$, tem-se integração perfeita de mercado. Além disso, tem-se que a razão de transmissão de preço é assimétrica, podendo ocorrer que $R_{AB} \neq R_{BA}$, o que implica que uma região pode ser mais integrada a outra do que esta com a primeira. Assim, tem-se que duas localidades A e B , ambas fornecedoras de determinado bem para a localidade C

podem estar fortemente integradas, apesar de não comercializarem diretamente. É a ligação comercial com *C* que pode fazer com que *A* e *B* estejam integradas (Fackler e Goodwin, 2000).

Integração de mercados é, portanto, um conceito multidimensional que envolve não apenas relações de preços, mas também elementos que caracterizam os elos de ligação dos mercados. Assim sendo, a integração de preços é apenas uma das várias condições necessárias para a integração de mercados. Neste âmbito, é necessário entender e diferenciar outros conceitos, como o de arbitragem e o da Lei do Preço Único.

O conceito de arbitragem refere-se ao ato de comprar uma mercadoria em um local, tempo ou forma em que ela é mais barata e vender onde e quando ela é mais cara, após subtraírem-se os custos de transferência. Na arbitragem espacial, os arbitradores são agentes que asseguram que os preços de bens homogêneos de quaisquer duas localidades diferem, no máximo, pelo custo de movimentação do bem da região de menor preço para a região de maior preço (Fackler e Goodwin, 2000). Dessa forma, tem-se que:

$$p_j - p_i \leq r_{ij} \quad (2)$$

em que p_i representa o preço do bem na região i ; p_j , o preço do bem na região j e r_{ij} o custo de transferência do bem da região i para a região j . O termo custo de transferência ou custo de transação refere-se à soma dos custos mais relevantes de transações entre locais espacialmente separados.

A relação (2) se manterá estável se houver comércio direto entre as localidades i e j . Essa condição é denominada de condição de arbitragem espacial, constituindo-se num conceito de equilíbrio (Fackler e Goodwin, 2000). Porém, considera-se que desvios de curto prazo podem existir, mas são de natureza transitória. Portanto, tem-se que, em mercados competitivos, a arbitragem espacial é que garante a integração de preços e está amplamente relacionada com a eficiência de mercado.

3.2. Lei do Preço Único

A Lei do Preço Único (LPU) é uma das proposições fundamentais relativas às análises de integração de mercado. A LPU postula que bens idênticos obedecem à regra de perfeita arbitragem, ou seja, esses bens idênticos são vendidos a um preço equivalente nos diferentes mercados, independente da moeda na qual é fixado, após ter-se abstraído os custos de transação. O mecanismo de arbitragem garantirá que os preços de bens idênticos em mercados espacialmente distintos sejam homogêneos. As diferenças de preços em mercados espacialmente distintos se devem aos custos de transação. Deste modo, essa lei expressa uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços de dois ou mais mercados.

Caso não haja comércio entre duas regiões, cada uma delas terá um preço determinado por suas respectivas curvas de demanda e oferta. Com a introdução do comércio entre mercados espacialmente separados, o fator determinante das relações entre os preços passa a ser o custo de transação. Então, tem-se que, na presença de custos de transação, os preços entre as regiões não mais convergem para um preço único, diferindo

entre si pelo valor exato do custo de transferência. O que proporciona esta igualdade é a arbitragem entre as regiões, uma vez que se o diferencial de preço for maior que o custo de transferência, alguns agentes tentarão auferir lucros comprando nas regiões de preços menores e vendendo nas regiões de preços maiores. Este processo acarreta aumento de preços nas regiões de preços menores e diminuição nas regiões de preços maiores. Tal processo somente se extinguirá quando o diferencial de preços for exatamente igual ao custo de transferência entre as regiões (Aguiar, 2000).

Segundo Fackler e Goodwin (2000), a Lei do Preço Único possui três versões: Lei do Preço Único Fraca, em que só ocorre a condição de arbitragem espacial; Lei do Preço Único Forte, em que a condição de arbitragem vigora com regularidade e presume-se que o comércio seja contínuo; e Lei do Preço Único Agregada, que é declarada em termos de índice de preços e aplicada somente a uma cesta de bens comercializáveis, sendo conhecida como Paridade do Poder de Compra (PPC). A forma forte da LPU é a mais frequentemente testada, e tais testes devem ser interpretados não somente como testes de condições de equilíbrio, mas como testes que são condicionados às hipóteses que consideram ligações de comércio. Os testes da LPU são testes para a hipótese de integração perfeita, não um teste para integração “imperfeita” ou para equilíbrio competitivo (Li e Barrett, 1999). Violações da forma forte da LPU podem indicar falta de relações de negócio estáveis ou situação de desequilíbrio, ou ambas (Fackler e Goodwin, 2000).

3.3. Referencial Analítico

Como ressaltado anteriormente, o modelo analítico utilizado será o de Siqueira (2007), o qual analisou a integração do mercado, o padrão de integração e o grau de integração do mercado lácteo brasileiro. Porém, no presente estudo analisa-se a relação dos países relevantes no comércio internacional de lácteos, focando nas relações de interdependência desses países com o Brasil.

Nessa análise busca-se identificar as regiões que compartilham um fator comum de integração, ou seja, que possuem a mesma tendência no comportamento no longo prazo. A existência de um e somente um fator de integração para todos os preços implica que: *i*) os preços devem ser cointegrados, e; *ii*) deve haver $n-1$ vetores de cointegração.

Em geral, um sistema com n séries de dados e r vetores de cointegração, terá $n-r$ tendências estocásticas diferentes (Stock e Watson, 1988). Entretanto, se há mais do que uma tendência comum, como por exemplo, duas, alguns preços podem ser gerados pela primeira tendência comum, alguns pela segunda e outros pela combinação das duas tendências. Tais mercados não são considerados completamente integrados visto que os movimentos de longo prazo nos seus preços são governados por mais de uma tendência (Gonzalez-Rivera e Helfand, 2001).

Para melhor compreensão da importância do fator de integração comum, deve-se considerar um vetor $P_{t(k \times 1)}$ não-estacionário, $I(1)$, de preços logaritizados. $P_t = \{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{kt}\}$, onde P_{it} é o logaritmo do preço de um produto no tempo t no

mercado i .² Dado que P_t é $I(1)$, tem-se que ele pode ser decomposto em um componente permanente e outro transitório, tal que:

$$P_t = A_{k \times s} f_t + \tilde{P}_t \quad (3)$$

em que f_t é um vetor $s \times 1$ de fatores de raízes unitárias comuns s ($s < k$), e \tilde{P}_t é um vetor $k \times 1$ de componentes estacionários, ou seja, $I(0)$. Assim, cada elemento no vetor P_t pode ser explicado por uma combinação linear de um número menor de fatores comuns f_{jt} (componentes permanentes) $I(1)$, mais um componente transitório $I(0)$ (por exemplo,

$p_{it} = \sum_{j=1}^s a_{ij} f_{jt} + \tilde{p}_{it}$). No longo prazo tem-se que as variáveis P_{it} se movem simultaneamente, visto que compartilham as mesmas tendências estocásticas.

A expressão (3) acima é conhecida como a representação do fator comum de integração e sua existência é garantida se, e somente se, existem $k-s$ vetores de cointegração entre os elementos do vetor P_t . Nesta abordagem, o mercado econômico é definido por uma busca multivariada de um único fator comum de integração. Dessa forma, a definição de extensão do mercado integrado requer que $s=1$, caso em que as localidades compartilham a mesma informação de longo prazo. Assim, a representação do fator comum torna-se:

$$p_{it} = a_{i1} f_{1t} + \tilde{p}_{it} \quad i = 1, \dots, k \quad (4)$$

Diante desse resultado, a busca por apenas um fator comum de integração entre as séries de preços das diferentes regiões é correspondente a buscar por $k-1$ vetores de cointegração.

3.4. Análise da integração do mercado

O primeiro passo nesta metodologia consiste em se determinar a integração espacial do mercado, ou seja, conhecer aqueles países que compartilham a mesma tendência de longo prazo e, portanto, pertencem ao mesmo mercado. Países que não compartilham desta mesma tendência seriam classificados como pertencentes a outros mercados.

A literatura econométrica baseia-se na estacionariedade das séries analisadas para realizar testes estatísticos apropriados sobre análise de mercado e estimadores não-viesados. Segundo Gujarati (2000), uma série é estacionária se suas média e variância são constantes ao longo do tempo e se o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância ou defasagem entre dois períodos e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada.

² Esta explicação é fornecida por González-Rivera e Helfand (2001).

Deste modo, se as séries de preços forem não-estacionárias, os testes de hipóteses fornecerão resultados viesados e a regressão de uma variável não-estacionária conduzirá, possivelmente, a problemas de regressão espúria, envolvendo inferências inválidas baseados nos testes t e F . A regressão espúria é uma possibilidade comum nas regressões que envolvem dados em séries temporais. O problema surge porque as duas séries exibem ou são caracterizadas por uma tendência (sustentada por movimentos de alta ou baixa) e o coeficiente de determinação da regressão elevado, o R^2 , se deve à presença da tendência, e não à existência de uma relação verdadeira entre as duas variáveis.

Para se verificar a estacionariedade de uma série utiliza-se primeiramente o estudo do comportamento da função de autocorrelação da série (FAC). Isso pode ser feito através da análise do gráfico dos coeficientes de autocorrelação amostral (correlograma), em que os valores das autocorrelações estimadas ($\hat{\rho}_k$) são plotados em relação as suas defasagens (k). Para uma série estacionária, espera-se que a FAC se aproxime da FAC de um ruído branco³, a qual decresce rapidamente.

Além da análise da FAC são necessários testes mais rigorosos do ponto de vista estatístico para verificação da estacionariedade ou não da série em estudo. Um dos testes mais utilizados, nesse sentido, é o Dickey-Fuller Aumentado (ADF), representado por:

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \sigma \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que μ refere-se ao intercepto; β refere-se à presença de tendência determinística; δ é referente à existência de raiz unitária no processo Y_t e k é o número de *lags* (defasagens) incluídos na equação. O teste ADF é um teste de raiz unitária que consiste em testar as hipóteses $H_0: \delta = 0$ e $H_1: \delta > 0$ na equação (5) estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Se a hipótese nula for aceita, o processo é não estacionário. A significância estatística dos coeficientes estimados pode ser verificada nas tabelas de Dickey e Fuller (1976) ou MacKinnon (1991).

No entanto, quando se trabalha com duas ou mais séries, não há necessidade de estacionariedade dessas séries. A cointegração é uma abordagem estatística para testar as relações de equilíbrio de longo prazo entre séries não-estacionárias. A importância da teoria da cointegração está no fato de ser o único método que trata de séries temporais não-estacionárias, ou séries com tendência estocástica, num contexto multivariado.

De acordo com Engle e Granger (1987), duas séries não-estacionárias podem caminhar juntas, com movimentos paralelos e apresentar no longo prazo uma relação de equilíbrio. Mesmo que as séries sejam não-estacionárias, pelo fato de terem os mesmos movimentos não poderão distanciar-se, pois sua diferença é estacionária. Nesse caso, tem-se o conceito de cointegração. Para entender melhor o conceito de cointegração considere um conjunto de variáveis econômicas num equilíbrio de longo prazo:

³ Ruído Branco é uma série que tem média zero, variância constante e não apresenta autocorrelação.

$$\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0 \quad (6)$$

Se β e x_t denotarem os vetores $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ e $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$, o sistema estará em equilíbrio de longo prazo quando $\beta x_t = 0$. O desvio da relação de equilíbrio de longo prazo é chamado de erro de equilíbrio e é dado por: $e_t = \beta x_t$. Se o equilíbrio for significativo, pode-se ter um erro de equilíbrio cujo processo é estacionário. Engle e Granger (1987) estabeleceram, então, a seguinte definição de cointegração: os componentes de um vetor $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ são ditos cointegrados de ordem d, b , e denotados por $x_t \sim CI(d, b)$ se: i) todos os componentes de x_t são integrados de ordem d ; ii) se existir um vetor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ cuja combinação linear $\beta x_t = (\beta_1 x_{1t}, \beta_2 x_{2t}, \dots, \beta_n x_{nt})$ onde $b > 0$. O vetor β é chamado de vetor cointegrante ou vetor de cointegração.

Dessa forma, se as séries são cointegradas, uma regressão de MQO fornece estimadores superconsistentes. Da equação estimada em MQO, tem-se os resíduos, aos quais se deve aplicar o teste de raiz unitária sem intercepto e tendência. Se a série dos resíduos apresentar raiz unitária, as séries de preços não são cointegradas. Caso contrário, elas são cointegradas.

Porém, o procedimento de dois estágios de Engle-Granger não permite testar diretamente as hipóteses da LPU, mas o procedimento de Johansen possibilita um teste direto desta lei (Asche et al., 2004). Dessa forma, a etapa seguinte ao teste de cointegração de Engle-Granger na análise de extensão do mercado consiste em identificar as relações de cointegração, que são as relações de equilíbrio no longo prazo. Para isso, utiliza-se o procedimento de Johansen, o qual emprega vetores auto-regressivos (VAR). O procedimento de Johansen baseia-se numa versão reparametrizada de um vetor de correção de erros (VEC) com n defasagens, representado por:

$$\Delta P_t = \mu + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{n-1} \Delta P_{t-n+1} + \Pi P_{t-1} + e_t \quad (7)$$

em que P_t é um vetor $(k \times 1)$ de variáveis estocásticas; e_t é um vetor $(k \times 1)$ de erros identicamente e independentemente distribuídos (*iid*); Π é uma matriz $(k \times k)$ definida por $\Pi = \alpha \beta'$. As matrizes α e β são de ordem $(k \times r)$, sendo r o posto da matriz Π , que é igual ao número de vetores de cointegração linearmente independentes. O número de relações de cointegração (r) é igual ao número de raízes características (λ) estatisticamente diferentes de zero.

O modelo (7) é estimado por Máxima Verossimilhança e há dois testes de razão de verossimilhança para identificar o número de vetores de cointegração: teste do traço (λ_{trace}) e teste do máximo autovalor (λ_{max}). O teste do traço (λ_{trace}) examina a hipótese de que há no máximo r vetores de cointegração, utilizando a seguinte estatística de teste:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (8)$$

onde λ_i é o i -ésimo autovalor e T é o número de observações. O teste do máximo autovalor (λ_{max}) verifica a hipótese de r vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de $r+1$, da forma:

$$\lambda_{max} = T \ln(1 - \lambda_{v+1}) \quad \text{ou} \quad \lambda_{max} = \lambda_{trace} - \lambda_{trace+1} \quad (9)$$

Os valores críticos para os testes estatísticos podem ser obtidos em Maddala e Kim (1998). O número de vetores de cointegração (r) pode assumir os seguintes valores:

$r = 0$: não há nenhuma relação de cointegração entre as séries analisadas.

$r = k$, onde k é o número de séries analisadas: todas as séries analisadas são estacionárias.

$0 < r < k$: existem r combinações lineares entre as séries estacionárias, ou seja, há r relações de cointegração entre as séries.

Segundo Harris (1995), é bastante comum os resultados destes dois testes divergirem. Nesse caso, Enders (1995) sugere utilizar o resultado do teste do máximo autovalor.

Após definidos os termos de correção de erro pelo procedimento de Johansen, pode-se estimar o modelo VEC. Para determinar quais localidades pertencem ao mesmo mercado, a literatura recomenda começar com o conjunto máximo de k localidades e testar a existência de $k-1$ vetores de cointegração. Caso o número de vetores de cointegração, r , seja menor que $k-1$, é necessário identificar as localidades que deverão ser removidas do sistema. Para removê-las, implementa-se um procedimento sequencial que inicia-se com o núcleo de m localidades ($m < k$) e testa-se o número de vetores de cointegração. Se o número é $m-1$ adiciona-se uma localidade a mais. Com $m+1$ localidades, para que a nova localidade compartilhe uma tendência comum com as demais, deverão ser encontrados m vetores cointegrados. Como forma de evitar problemas potenciais devido à exclusão sequencial, González-Rivera e Helfand (2001) enfatizam a necessidade de considerar ordenações diferentes.

Assim, após encontrar-se os $k-1$ vetores cointegrados, é realizada a estimação do fator comum de integração, seguindo-se a metodologia proposta por Gonzalo e Granger (1995) e utilizada por González-Rivera e Helfand (2001) para estimar f_{1t} na equação (4).

O fator comum é associado a variáveis observáveis, permitindo a identificação das localidades que comandam a formação dos preços de mercado no longo prazo. A estimação do fator comum é facilmente derivada da especificação do modelo VEC, evidenciado em (7). Assim, as seguintes condições são necessárias na identificação do fator comum de integração: *i*) f_{1t} deve ser uma combinação linear dos elementos do vetor

de preços $\{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt}\}$ de forma que f_{1t} seja observável; e, *ii*) na equação (4), o componente transitório \tilde{P}_t não deve ser causado pelo componente permanente A_{f1t} no longo prazo, no sentido de Granger. Assim, qualquer choque que afete o componente transitório não é transmitido à previsão de longo prazo de P_t .

Estas condições implicam que, no modelo vetor de correção de erros, a única combinação linear de $\{P_{1t}, P_{2t}, \dots, P_{mt}\}$ tal que \tilde{P}_t não possua algum efeito de longo prazo sobre P_t é:

$$f_{1t} = \alpha'_{\perp} P_t \quad (10)$$

em que $\alpha'_{\perp} \alpha = 0$. Esta condição de ortogonalidade significa que o vetor α_{\perp} elimina o termo de correção de erro $Z_{t-1} = \beta' P_{t-1}$ ⁴ do modelo VEC, garantindo que não há efeito do componente transitório sobre a previsão de longo prazo de P_t .

3.5. Análise do padrão de integração do mercado

O padrão de integração do mercado é uma medida de como a informação contida nos preços é transmitida entre as diversas localidades. Dessa forma, pode-se identificar as localidades que mais contribuem para as variações de preços, ou seja, as localidades mais importantes na formação do preço da commodity. O padrão de interdependência dos preços do leite entre os países é obtido pela análise das estimativas e testes de hipóteses relacionadas aos parâmetros do DAG. O DAG é uma metodologia relativamente nova que tem sido usada para analisar as relações causais contemporâneas. Esta metodologia permite identificar em qual mercado as inovações nos preços ocorrem, assim como determinar a direção de causalção dos choques de preços.

A idéia principal do DAG é representar as relações causais entre um conjunto de variáveis usando um gráfico ou figura com setas, a qual torna mais fácil a visualização do problema. Neste estudo, a causalção representa a possibilidade de mudança da variável efeito Y , mudando a variável causal X . Isto é baseado na matriz de correlação do VAR (Bessler, 2006).

Por definição, “uma figura ou grafo G é um grafo de causalidade de C se houver uma aresta dirigida ou nó de X para Y em G ; se e somente se X é uma causa direta de Y em relação a C ” (Spirtes et al., 2006). Matematicamente “grafo é um triplo ordenado $\langle V, M, E \rangle$, onde V é um conjunto não vazio de vértices (variáveis), M é um conjunto não vazio de marcas (símbolos anexados ao final de arestas sem direção) e E é um conjunto de pares ordenados” (Bessler, 2006).

Será utilizado o software Tetrad 4.3.9-14 para trabalhar com o DAG. O Tetrad tem três partes distintas: uma figura ou grafo que representa as relações causais entre as variáveis; uma especificação das distribuições de probabilidades e tipos de parâmetros associados com o modelo gráfico; e uma especificação dos valores numéricos desses parâmetros (Bessler, 2006). Neste estudo, será utilizado um modelo de equações estruturais recursivas (RSEM) relacionado ao modelo VAR, de forma que o preço do leite de cada

⁴ Dado que $\Pi = \alpha\beta'$, tem-se que $\Pi P_{t-1} = \alpha\beta' P_{t-1} = \alpha Z_{t-1}$

país incluído no VAR será um nó no DAG e a matriz de covariâncias gerada pelo VAR será um input para o DAG.

O *software* usa um algoritmo PC que começa com um grafo indireto em que todas as variáveis são conectadas. Passo a passo o programa remove as arestas adjacentes quando as correlações parciais (condicionais) não são estatisticamente significativas diferentes de zero e cria fluxos causais de direção para as arestas remanescentes (Bessler, 2006). A estatística *z* de Fischer é usada para testar a significância da correlação condicional (Bessler, 2006).

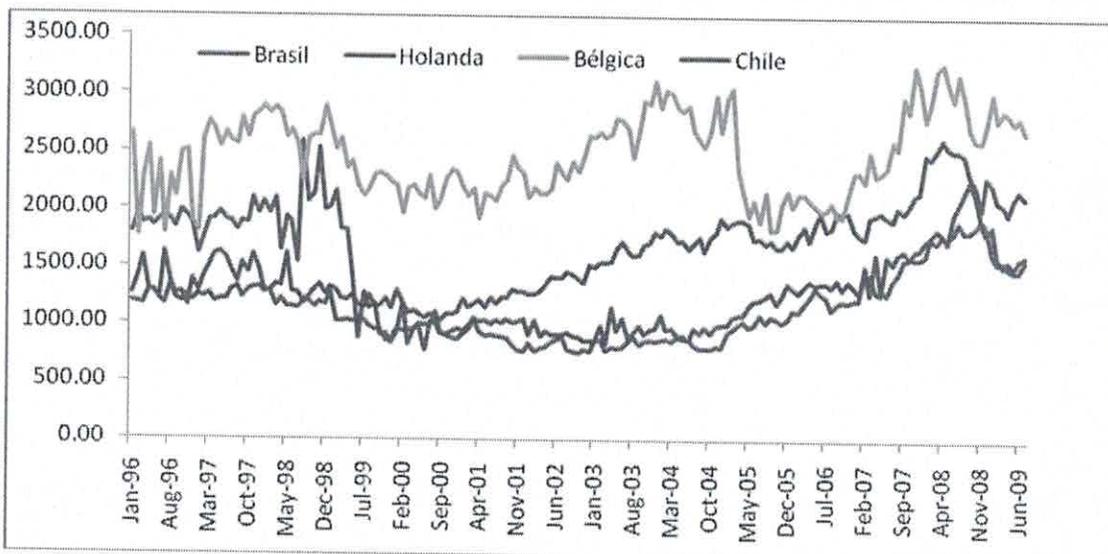
4. Fonte de Dados

Nesta análise foram utilizados os preços mensais nominais do leite condensado direcionado a exportação dos maiores exportadores do produto em 2008. Segundo Comtrade (2009), os maiores exportadores de leite condensado no mundo são: Holanda, Chile, Bélgica e Brasil. Os preços da Holanda e Bélgica foram coletados no Eurostat. Os preços do Chile foram coletados no Odepa e os do Brasil no Aliceweb. Todos os valores foram transformados em US\$/tonelada. O período de análise é de janeiro de 1996 a julho de 2009.

Para realizar as análises foram utilizados os *softwares* JMulti 4.2.3 e Tetrad 4.3.9-14. Ambos são *softwares* livres disponíveis, respectivamente, nos *websites*: www.jmulti.de/download e http://www.phil.cmu.edu/projects/tetrad_download/.

5. Resultados e Discussão

Como recomendado pela literatura, o estudo de séries temporais começa com a análise visual dos dados. A Figura 1 ilustra a evolução dos preços do leite condensado nos países analisados.

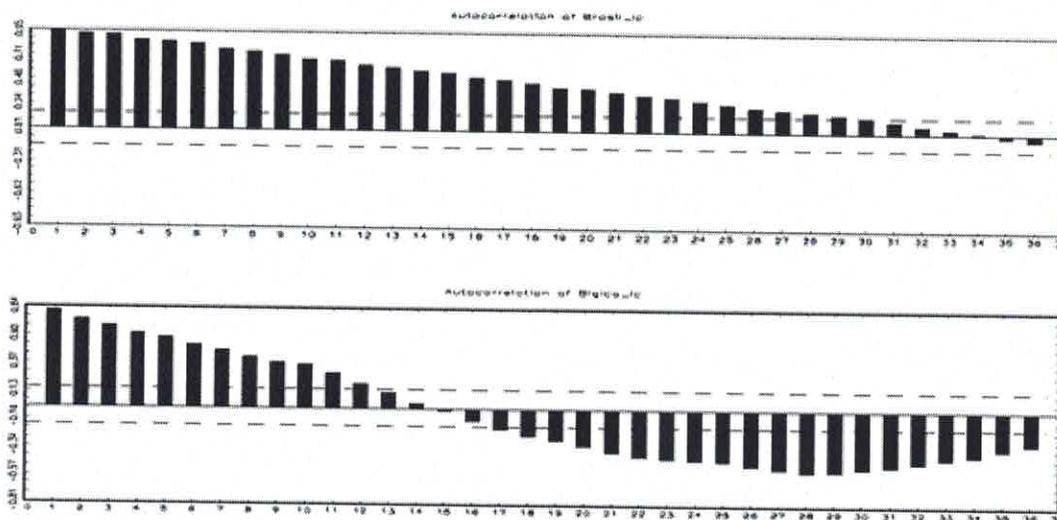


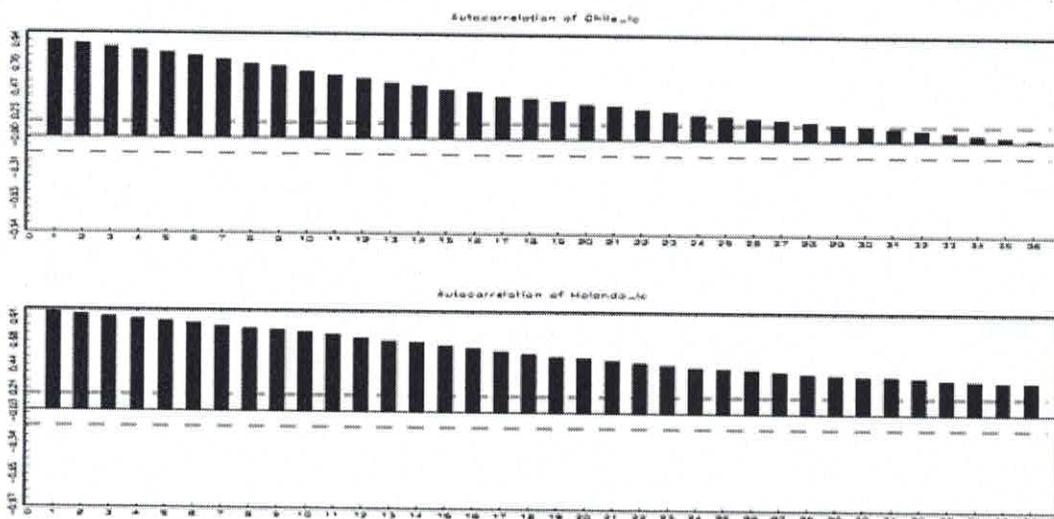
Fonte: Aliceweb/Odepa/Eurostat. Elaborado pelos autores.

Figura 1 – Séries de preço de leite condensado em países selecionados (jan/96-jul/09).

Pela análise visual não é possível determinar a estacionariedade ou não das séries de preço. Porém, é possível perceber um comportamento semelhante desses preços ao longo do tempo, o que pode ser um indicativo de cointegração.

O passo seguinte desta análise é a observação do correlograma, o qual é apresentado na Figura 2.





Fonte: dados da pesquisa.

Figura 2 – Correlograma das séries de preço de Brasil, Bélgica, Chile e Holanda.

O correlograma dos preços de leite condensado indica claramente não estacionariedade destas séries, pois elas se comportam como um passeio aleatório: decaem lentamente ou oscilam. Ao contrário, séries estacionárias comportam-se como um ruído branco: decaem rapidamente.

Para confirmar o resultado do correlograma, aplicou-se o teste ADF. O resultado do teste é apresentado na Tabela 1.

Tabela 1 – Resultados do teste ADF para as séries de preço de leite condensado

Países	Lags	Estatística do teste
Brasil	3	-0.8187
Bélgica	2	-0.0307
Chile	1	-0.1080
Holanda	1	0.8734

Fonte: resultados da pesquisa.

As séries de preço de leite condensado mostraram-se não estacionárias a 1% de significância, pelo teste ADF. Sendo assim, como as séries de preço são integradas de mesma ordem, pode-se aplicar o teste de cointegração a todas as séries de preços. A Tabela 2 apresenta o resultado do teste de cointegração.

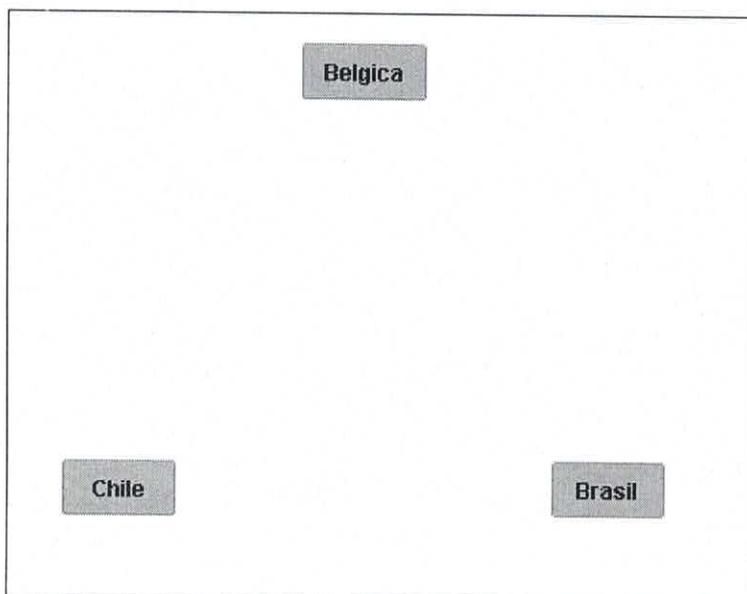
Tabela 2 – Resultados do teste de cointegração para as séries de preço de leite condensado entre Brasil, Bélgica e Chile

r	LR (estatística do teste)	p-valor	Valores críticos		
			10%	5%	1%
$r = 0$	38,64	0,0188	32,25	35,07	40,78
$r \leq 1$	18,92	0,0748	17,98	20,16	24,69
$r \leq 2$	2,50	0,6804	7,60	9,14	12,53

Fonte: resultados da pesquisa.

Utilizando o procedimento de Johansen, observa-se que Brasil, Bélgica e Chile são cointegrados. A inclusão da Holanda no teste de cointegração fez com que o resultado se modificasse, ou seja, as séries de preços tornaram-se não cointegradas.

Isto indica que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços de leite condensado de Brasil, Bélgica e Chile. Ou seja, há uma interdependência de preços entre os mercados analisados. Para verificar se existe causalidade entre os preços do leite condensado dos três países foi utilizado o DAG, cujo resultado é apresentado na Figura 2.



Fonte: resultados da pesquisa.

Figura 2 – Resultado do método DAG para as séries de preço do leite condensado entre Brasil, Bélgica e Chile.

Os resultados do teste de cointegração e do DAG indicam que os preços de exportação do leite condensado brasileiro, chileno e belga são integrados, seguindo uma mesma tendência no longo prazo. Isso indica que os três países estão no mesmo mercado e que choques em um desses países são transmitidos aos outros no longo prazo. Porém, não existe relação causal entre eles.

6. Conclusão

A participação brasileira no mercado mundial de leite condensado tem aumentado significativamente nos últimos anos, levando o País a figurar entre os cinco maiores exportadores do produto. Diante disso, torna-se oportuno um estudo da integração espacial do Brasil com os demais exportadores de leite condensado. Neste trabalho utilizou-se uma associação de métodos tradicionais de análise de séries temporais (teste de cointegração) com o Directed Acyclic Graph (DAG).

Os resultados mostraram que, embora a Holanda seja o maior exportador de leite condensado do mundo, o país não está integrado aos demais exportadores do produto, o que implica que seus preços são independentes dos preços do leite condensado no Brasil, Chile e Bélgica. Ou seja, o processo de formação de preços do leite condensado na Holanda ocorre de forma distinta e desconectada dos outros países. Isso pode ser efeito da redução da participação de mercado e, conseqüentemente, da competitividade da Holanda nos últimos anos.

Por outro lado, os resultados da análise indicam que Brasil, Chile e Bélgica formam um mesmo mercado de leite condensado. Ou seja, eles estão interconectados e relacionados e seus preços são afetados por algumas variáveis em comum. Isso faz com que, no longo prazo, estes preços caminhem juntos. Porém, não existe um país dominante na formação do preço do leite condensado, visto que o DAG não mostrou nenhuma relação causal direta entre os três países.

Tais informações são relevantes, pois permitem aos agentes da cadeia e tomadores de decisão anteciparem movimentos nos preços. Sabendo que os preços do leite condensado brasileiro seguem a mesma tendência dos preços do Chile e Bélgica e que os impactos nos preços de um destes países é transmitido aos demais, os exportadores têm uma informação estratégica. Com isso, eles podem gerenciar melhor o seu risco de preços, antecipando tendências.

7. Bibliografia

ALVIM, R.S. **Oportunidades para a produção de leite no Brasil**. Disponível em: <cna.org.br/site/down_anexo.php?q=E15_14579ArtigoOportunidadeparaaCriacaodeLeitenoBrasil.pdf>. Acesso em: 2 mar. 2009.

ASCHE, F.; GORDON, D.V.; HANNESSON, R. Tests for market integration and the Law of One Price: the market for whitefish in France. **Marine Resource Economics**, v.19, p. 195–210, 2004.

AGUIAR, D.R.D. **Mercados futuros agropecuários**. Viçosa, MG: UFV, DGU, 2000. 86p.

BAEK, J.; KOO, W.W. Price dynamics in the North American Wheat Market. **AAEA Meetings**, Providence, Rhode Island. 2005.

BESSLER, D.A. Unpublished Lecture Notes: Frontiers in Markets and Information, Department of Agricultural Economics, Texas A&M University, Fall 2006.



- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of estimates for autoregressive time series with unit root. **Journal of American Statistics Association**, 74: 427–431, 1979.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wiley, 1995. 433p.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. **Econometrica**, 55: 251–276. 1987.
- FACKLER, P.L.; GOODWIN, B.K. Spatial price analysis. **Handbook of Agricultural Economics**. North-Holland. 1-59, 2000.
- FAMINON, M.D.; BENSON, B.L. Spatial market integration. **American Agricultural Economics**. v. 72, n. 1, p.49-62, fev. 1990.
- GOLETTI, F.; CHRISTINA-TSIGAS, E. Analyzing market integration. In: SCOTT, G.J., ed. **Prices, products and people: analyzing agricultural markets in developing countries**. Boulder: Lynne Rienner, 1995.
- GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S.M. The extent, the pattern and degree of market integration: a multivariate approach for the Brazilian Rice Market. **American Journal of Agricultural Economics**, ago. 2001.
- GONZALO, J.; GRANGER, C.W.J. Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems. **J. Buss. Econ. Stat.** 13: 27-35, jan. 1995.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.
- JARVIS, L.S.; BERVEJILLO, J.E.; CANCINO, J.P. International beef prices: is there evidence of convergence? **Review of Agricultural Economics** 27 (3): 449-455, 2005.
- LI, J.R.; BARRET, C.B. Distinguishing between equilibrium and integration in markets analysis. **Working paper 99-8**. International Agricultural Trade Research Consortium, ago. 1999. Disponível em: <www.umn.edu/iatrc>. Acesso em: 12 jan. 2005
- MACKINNON, J.G. Critical Values for Co-Integration Tests. **Long-Run Economic Relationships**. In: R. F. Engle e C.W.J. Granger, eds., Oxford: Oxford University Press. pp. 267–76, 1991.
- MADDALA, G.S.; KIM, I. **Units roots, cointegration, and structural change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998. 505 p.
- PENDELL, D.L.; SCHROEDER, T.C. Spatial market integration in regional cattle markets. **Western Agricultural Economics Association Annual Meeting**. Honolulu, Hawaii, 2004.



RASHID, S. **Spatial integration of maize markets in post-liberalized Uganda.** Markets, trade and Institutions Division, International Food Policy Research Institute. Disponível em: <www.agecon.lib.umn.edu>. Acesso em: 24 ago. 2004.

SANTANA, A.C. Comercialização e integração de mercado na pecuária de corte do Estado do Pará. In: In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 36., 1998, Poços de Caldas. **Anais...**Poços de Caldas, MG, 1998.

SIQUEIRA, K.B. **The dynamics of farm milk price formation in Brazil.** Viçosa, MG: UFV, Imprensa Universitária, 2007. 143 f. Dissertação (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

SPIRITES, P.; SCHEINES, R.; MEEK, C.; RICHARDSON, T.; GLYMOUR, C.; HOITJTINK, H.; BOOMSMA, A. **TETRAD 3: Tools for Causal Modeling. User's Manual.** Disponível em: <<http://www.phil.cmu.edu/projects/tetrad/tet3/master.htm2006>>. Acesso em: 12 ago. 2006.

SOUZA, M.J.P.; RODRIGUES, F.R.; BURNQUIST, H.L. Impactos econômicos de medidas técnicas impostas sobre as exportações brasileiras de leite condensado. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza, **Anais...** Fortaleza, CE, 2006, 1 CD-ROM.

Agradecimentos: à Fapemig pelo apoio nesta pesquisa.