

**RELAÇÕES DOS PREÇOS NACIONAIS E
INTERNACIONAIS DA MADEIRA**

LETÍCIA QUEIROZ DE MELO

2008

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

LETÍCIA QUEIROZ DE MELO

**RELAÇÕES DOS PREÇOS NACIONAIS E INTERNACIONAIS DA
MADEIRA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Administração, área de concentração em Dinâmica e Gestão de Cadeias Produtivas, para a obtenção do título de “Mestre”.

Orientador:
Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Júnior

**LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
2008**

**Ficha Catalográfica Preparada pela Divisão de Processos Técnicos da
Biblioteca Central da UFLA**

Melo, Leticia Queiroz de.

Relações dos preços nacionais e internacionais da madeira / Leticia
Queiroz de Melo. – Lavras : UFLA, 2008.

52p. : il.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Lavras, 2008.

Orientador: Luiz Gonzaga de Castro Júnior.

Bibliografia.

1. Transmissão de preço. 2. Co-integração. 3. Causalidade de
Granger. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD – 338.47674

LETÍCIA QUEIROZ DE MELO

**RELAÇÕES DOS PREÇOS NACIONAIS E INTERNACIONAIS DA
MADEIRA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras como parte das exigências do Curso de Mestrado em Administração, área de concentração em Dinâmica e Gestão de Cadeias Produtivas, para a obtenção do título de “Mestre”.

APROVADA em 29 de fevereiro de 2008.

Prof. Dr. Renato Elias Fontes Fadminas/Unipac

Prof.^a. Dra. Cristina Angélico Mendonça UFLA

Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Júnior
UFLA
(Orientador)

**LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL
2008**

AGRADECIMENTOS

Foram muitos os que participaram da construção dessa dissertação, tiveram aqueles que ajudaram com apoio psicológico, aqueles que contribuíram com sugestões e críticas, e ainda aqueles que dedicaram horas para estarem do meu lado durante o momento da escrita.

Agradecer a todos não é tarefa fácil, e sempre há alguém que se esquece. Portanto, deixo aqui minha gratidão a vocês que participaram dessa construção, saibam que vocês tornaram mais fácil essa caminhada.

E de forma mais especial gostaria de agradecer meus pais e irmãos, por terem sido meu contínuo apoio em todos estes anos, ensinando-me, principalmente, a importância da construção e coerência de meus próprios valores.

Também expresse meu profundo agradecimento ao Chrystian, pela infinita paciência e companheirismo, me fazendo ver a vida de forma diferente a cada dia; e que em meio ao caos também há beleza.

Agradeço a Wanderci, pela indispensável colaboração com idéias e ensinamento a respeito da arte de pensar um trabalho acadêmico, aprendi muito com você, principalmente a ser justa e ter determinação.

Agradeço a todos meus amigos da ITM, é muito bom ter vocês por perto, sinto-me privilegiada e orgulhosa de trabalhar com vocês. E de forma especial agradeço a Nádia, Dariana, Jéssica e Moisés, que efetivamente deram suas contribuições.

Agradeço Prof. Gonzaga, pela confiança em mim depositada, pelas palavras de conforto nos momentos mais críticos, pelas horas de leituras gastas no meu trabalho, e pelos ensinamentos adquiridos durante esses anos de trabalhos em sua equipe.

Dedico meu agradecimentos também ao Prof. Renato e à Prof. Cristina por terem feito parte da banca e por contribuírem com valiosas sugestões.

E por fim agradeço ao Departamento de Administração e Economia da Universidade Federal de Lavras, pelo acolhimento, e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pela bolsa concedida durante os anos do curso.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS.....	i
LISTA DE QUADROS.....	ii
LISTA DE TABELAS.....	iii
RESUMO.....	iv
ABSTRACT.....	v
1 Introdução.....	1
2 Revisão de literatura.....	7
2.1 O setor florestal brasileiro.....	7
2.2 Mercado mundial da madeira.....	12
2.3 Formação e transmissão de preços.....	14
2.4 Estudos com transmissão de preços.....	17
3 Metodologia.....	22
3.1 Dados.....	23
3.2 Raiz unitária.....	24
3.3 Teste KPSS.....	24
3.4 Co-integração.....	26
3.5 Johansen e Juselius.....	30
3.6 Escolha do número de defasagem.....	32
3.7 Causalidade entre as variáveis.....	33
4 Resultados e discussões.....	38
5 Considerações finais.....	43
6 Referências bibliográficas.....	45

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1. Cadeia produtiva do setor florestal.....	7
FIGURA 2. Evolução da balança comercial de produtos de florestas plantadas no Brasil no período de 1997 a 2006.	9
FIGURA 3. Percentual de consumo de madeira em tora de florestas plantadas por segmento.....	10
FIGURA 4: Evolução dos preços médios, em dólar, da madeira, no mercado nacional e internacional, no período de setembro de 2002 a outubro de 2007...38	

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 Resultados do teste de causalidade de Granger.	42
--	----

LISTA DE TABELAS

TABELA 1. Estimativa do número de empregos diretos, indiretos e de efeito-renda do setor brasileiro de florestas plantadas, em 2006.....	8
TABELA 2: Exportações brasileiras do setor de base florestal, em 2005.....	10
TABELA 3: Sumário estatístico para as séries de preços em estudo.	39
TABELA 4: Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin ampliado para estacionariedade.....	39
TABELA 5: Resultados do teste de co-integração de Johansen e Juselius.....	40

RESUMO

MELO, L. Q. de. Relações dos preços nacionais e internacionais da madeira. 2008. 52p. Dissertação (Mestrado em Administração) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG* .

Neste estudo analisa-se o impacto do preço da madeira serrada canadense sobre a formação do preço da madeira serrada nos estados de São Paulo e Pará. Avalia-se também a transmissão dos preços entre os dois estados brasileiros. Os resultados do teste de raiz unitária KPSS mostram que todas as séries de preços são estacionárias de ordem 1, $I(1)$. Os resultados do teste de co-integração de Johansen indicam que nenhuma das séries é co-integrada. Conclui-se, então, que os mercados da madeira canadense e dos estados brasileiros de São Paulo e Pará não são integrados espacialmente, ou seja, um choque de oferta ou demanda em um desses mercados não afeta os preços da madeira nos demais mercados. Outra constatação, decorrente da aplicação do Teste de Causalidade de Granger, é que os preços canadenses Granger causam os preços paraenses, assim como os preços paraenses Granger causam os preços paulistas. Tal constatação evidencia a perspectiva de mercado, pois se pode perceber que o Canadá, maior exportador mundial de madeira serrada, gera influência sobre o Pará, grande produtor de madeira serrada no Brasil. E o fato de os preços do Pará influenciarem os preços de São Paulo está associado ao ensejo de a construção civil paulista ser grande consumidora da madeira paraense. Assim, os resultados da pesquisa sugerem que o mercado brasileiro de madeira, no longo prazo não é eficiente, uma vez que não há evidência de co-integração no longo prazo, não permitindo que os mecanismos de arbitragem e a Lei do Preço Único funcionem como esperado.

Palavras-chave: transmissão de preço, co-integração, causalidade de Granger.

* Comitê Orientador: Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Júnior (Advisor).

ABSTRACT

MELO, L.Q. de. Relationship between national and international wood prices. 2008 52p. Dissertation (Master in Administration) – Federal University of Lavras, Lavras, MG[†].

This work analyses the Canadian sawn wood price impact on the price building of the sawn wood in both São Paulo and Pará states. Price conveyance between those states was also assessed. KPSS tests results show that all price series are order 1I stationary. Johansen's test results show that none of the price series is co-integrated. It can be concluded that there is no special integration between Canadian and Brazilian States' (São Paulo and Pará) wood markets, that is a demand shock in any of those markets is not likely to affect wood prices in other markets. Another conclusion led to by Granger's Causality Test is that Granger arisen by Canadian prices influence on Pará's prices the same way as Granger Pará's prices influence upon São Paulo's prices. These findings show the market view since Canadian, the world's main sawn wood exporter, has influenced upon Pará, a great Brazilian sawn wood producer. Yet, because São Paulo's civil construction consumes Pará's wood in large scale, Pará's prices have great influence on São Paulo's. Therefore, results suggest that Brazilian wood market in not effective at long term as there in no evidence of long term co-integration what does not litter allow, either arbitrage mechanisms or unique prices law to work as they have been expected.

Key words – transmittion of price, co-integration, Granger's causality.

[†] Guidance Committee: Prof. Dr. Luiz Gonzaga de Castro Júnior (Advisor).

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é um país com características ambientais, tanto em termos de solo quanto clima, os quais são favoráveis a competitividade e a expansão do setor madeireiro. Embora este setor desempenhe um papel importante na geração de produtos e subprodutos de consumo interno e externo, geração de impostos e empregos diretos e indiretos, as informações disponíveis ainda são limitadas e dispersas, o que dificulta seu amplo conhecimento, principalmente no que diz respeito à formação de seus preços.

Segundo dados da ABRAF (Associação Brasileira de Produtores de Florestas Plantadas), em 2006, as exportações de produtos florestais chegaram a US\$ 7.716 bilhões, correspondendo a 5,6% do total exportado pelo país. Gerando 680 mil empregos diretos, 1,7 milhão de empregos indiretos e um efeito renda na ordem de 1,9 milhão.

Considerando a atividade florestal segundo sua utilização, têm-se duas vertentes, uma em que os fins da produção seriam os produtos não-madeireiros e outra de produtos madeireiros. Para efeito de análise, essa divisão auxilia a visualização mais simplificada da atividade. Seguindo essa classificação, observa-se que o percentual de consumo de madeira em tora concentra-se nos segmentos de papel e celulose, carvão e serrados (71% da produção).

A evolução do consumo da madeira em tora pelo setor de produção madeireira tem mostrado uma tendência crescente, assim como suas exportações e as fontes de financiamento disponibilizadas ao setor. No entanto, mesmo diante deste cenário positivo, são muitas as dificuldades enfrentadas pelo setor.

Dentre alguns fatores que inibem o crescimento sustentável e estruturado do setor, podem-se citar: a ausência de uma política setorial de longo prazo (ausência de planejamento); a falta de um modelo institucional orientado à produção (carência de instrumentos); a presença de entraves legais (legislação

complexa); a falta de políticas para propriedades de pequeno e médio porte (domínio de grandes empresas) e a falta de compreensão sobre a formação de preços (inexistência de índices). Segundo Roxo (2003), estes fatores são favoráveis à geração de um déficit de madeira, pois desestimulam a entrada de novos produtores.

O déficit da madeira é uma preocupação atual, para o contexto brasileiro. As estimativas indicam uma provável necessidade de importação de matéria-prima pela indústria processadora de madeira. Nos últimos anos, tanto a exportação quanto as importações sofreram um acréscimo, porém, a balança comercial de produtos de florestas plantadas no Brasil ainda é positiva. A grande preocupação é que, caso a capacidade produtiva brasileira não consiga acompanhar o crescimento da demanda, ter-se-á o que se denomina de “apagão da madeira”.

O governo brasileiro tem buscado, por meio do Programa Nacional de Florestas (PNF), uma expansão do manejo florestal, o que proporcionaria um aumento na capacidade produtiva de madeira de origem sustentável. Isso para atender ao mercado nacional e ao internacional. Um dos objetivos do governo brasileiro foi estabelecer como meta o aumento de sua participação no mercado mundial de madeira, de 4% para 10%, até 2010.

De acordo com Macqueen et al. (2004), as disposições do comércio internacional de madeira sugerem que o Brasil possui um grande potencial e é provável que o país obtenha parte importante do mercado global destes produtos.

O esgotamento dos recursos florestais mundiais proporciona ao Brasil uma cômoda vantagem competitiva, em razão da sua enorme base de recursos.

Não obstante, o desenvolvimento, em quantidade e valor, deste mercado está ocorrendo no âmbito de artigos altamente processados em que os sistemas de informação de mercado, o *design* de produto e as restrições comerciais (barreiras não tarifárias e outros obstáculos comerciais) cumprem uma função

muito importante. O custo de transporte também é um elemento importante no comércio mundial de madeira. O grande salto nas exportações brasileiras, alcançado entre 1961 e 2004, aconteceu ao mesmo tempo em que as políticas ampararam os avanços em tecnologias de processamento (Macqueen et al., 2004).

Ainda segundo estes mesmos autores, o contexto do manejo florestal brasileiro mudou dramaticamente durante a última década. Na década de 1990, o modelo dominante era o de atividades florestais ilegais exercitadas em áreas de matas particulares (80% de toda a produção). Em 2004, teve-se uma nova situação, na qual a principal configuração do fornecimento de madeira aconteceu por meio de desmatamentos legalizados em áreas de assentamentos agrícolas (75% de toda a produção).

Isso estabeleceu uma preocupante dependência fundamentada em um padrão não sustentável de fornecimento de matéria-prima, possibilitando o fácil desenvolvimento de uma supercapacitação do setor que, a longo prazo, poderá causar conseqüências negativas às reservas florestais. A diminuição da ilegalidade formal essencialmente não significa um progresso na performance social e ambiental da atividade econômica – a verdade é que o manejo florestal de longo prazo vem sendo trocado por um comportamento de dependência fundamentado no desmatamento sem planejamento de longo prazo, acreditando intensamente em um mercado de exportação insustentável, ainda que seja legal (Macqueen et al., 2004).

Os recentes modelos de suprimento de madeira põem em perigo as exportações e o manejo sustentável das florestas e carecem de atenção imediata. Aplicação de práticas, como a tributação, por exemplo, poderia ser empregada para que a madeira de áreas de manejo sustentável se torne competitiva quando comparada à madeira derivada de áreas de desmatamento.

Uma ligação deve ser estabelecida entre o fornecimento de madeira e o manejo sustentável de florestas. A iniciativa de expandir as exportações para que isso as torne cada vez mais sustentáveis não apresentará sucesso, a menos que consiga ter o amparo de políticas ambientais que suprimam a vantagem competitiva da madeira com baixo preço, oriunda de áreas de desmatamento.

Para os produtores e os exportadores brasileiros de madeira, existem várias barreiras que impedem a capacidade de exportação ao longo da cadeia produtiva. As barreiras mais expressivas, na exploração florestal, são o custo e o tempo adjunto à burocracia governamental. As alterações frequentes das normas do manejo florestal, as dificuldades de acesso aos estoques naturais, o aumento do preço da madeira e o problema em acumular um grande volume sobre um pequeno número de espécies também são empecilhos. Esses problemas comprometem, especialmente, os pequenos e os médios empreendimentos, os quais compõem a maior parte dos produtores brasileiros.

Segundo Macqueen et al. (2004), os empresários esperam que um sistema de monitoramento e de controle simples e eficiente das atividades florestais no campo torne mais fácil as exportações. Os produtores e os exportadores que arriscam ingressar no mercado de exportação são impedidos, sobretudo, pela carência de informações relativas ao mercado de madeira.

Entre 60% e 90% das exportações de madeira são feitas por intermediários. Isso institui um obstáculo entre a produção e o processamento e, igualmente, para a ampliação de um mercado de exportação. Há suspeitas de que o oligopólio constituído por esses intermediários gere a diminuição dos preços da madeira e do lucro daqueles que extraem a madeira (Macqueen et al., 2004).

Uma legislação poderia ser instituída para superar tais deficiências existentes no mercado, fortalecendo a posição daqueles que almejassem exportar madeira diretamente de áreas de manejo sustentável. Mais importante ainda é a necessidade urgente da concepção de um conselho voltado para o mercado da

madeira, que seria responsável pelo fornecimento de informações peculiares ao mercado, promovendo aos compradores minúcias sobre os produtos ofertados no mercado (Macqueen et al., 2004).

O setor florestal brasileiro é bastante expressivo; suas indústrias contribuem significativamente para o desenvolvimento social. Segundo Tonello et al. (2006), ele é responsável por empregar 9% da população economicamente ativa. Suas indústrias são importantes geradoras de renda e de impostos e contribuem para a geração de milhões de postos de trabalho diretos e indiretos. Seus produtos estão incluídos no *ranking* das principais mercadorias que têm colaborado para a geração de superávits comerciais nos últimos anos.

No entanto, a cadeia florestal ainda é carente de informações que subsidiem as decisões, tanto do setor público quanto do setor privado. Pode-se tomar como exemplo a formação de preço, que não possui padrões, é pulverizada e dependente das necessidades financeiras dos negociadores. Dessa forma, pode acontecer de o preço ter variação acentuada, no mesmo período de tempo, em locais muito próximos, dentro de uma mesma região.

Não são raros os estudos sobre melhoramentos genéticos, novas tecnologias e outros fatores técnicos, como a produtividade do setor, mas quando se tratam de informações referentes ao mercado florestal, as quais podem balizar o setor e, conseqüentemente, reduzir as distorções e o risco de todos os agentes ligados à cadeia, sua disponibilidade se torna escassa e de difícil acesso.

Diante do exposto, o presente estudo foi realizado com o objetivo de contribuir para a minimização da falta de informações que envolvem o setor florestal, por meio do estudo do processo de formação do preço da madeira serrada no Brasil, especificamente o processo de transmissão de preços externos para os preços internos.

A metodologia utilizada foi a análise de co-integração, segundo a abordagem de Johansen e Juselius. Este procedimento analisa o movimento dos preços internos e externos da madeira. Os dados utilizados foram: a média mensal do preço das principais variedades exportadas pelo Canadá (como *proxy* do mercado externo, tendo em vista que este país é o maior exportador mundial de madeira serrada) e a média mensal do preço das principais variedades comercializadas pelos estados do Pará e de São Paulo (como representantes do mercado nacional). Os dados correspondem ao período de setembro de 2002 a dezembro de 2007.

A estrutura desta dissertação está composta da seguinte forma: o primeiro tópico apresenta a introdução; o segundo mostra a contextualização teórica do estudo, contendo um pequeno histórico sobre madeira brasileira, o mercado mundial da mesma, a formação e a transmissão de preço e os trabalhos realizados sobre transmissão de preço; o terceiro expõe a metodologia utilizada neste estudo, que consiste nas análises de co-integração e de causalidade entre as variáveis. O quarto capítulo traz os resultados e a discussão dos testes utilizados, o quinto apresenta a conclusão e o sexto, as referências bibliográficas.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 O setor florestal brasileiro

O setor florestal brasileiro é bastante expressivo. Ele é composto por, aproximadamente, 450 milhões de hectares de florestas nativas, compreendidas pelas áreas de unidades de conservação sob propriedade do poder público e da iniciativa privada (Avilés et al., 2005) e outros 5,7 milhões de hectares de florestas plantadas (Leonel, 2007).

O fluxograma da cadeia produtiva do setor florestal está apresentado na Figura 1.

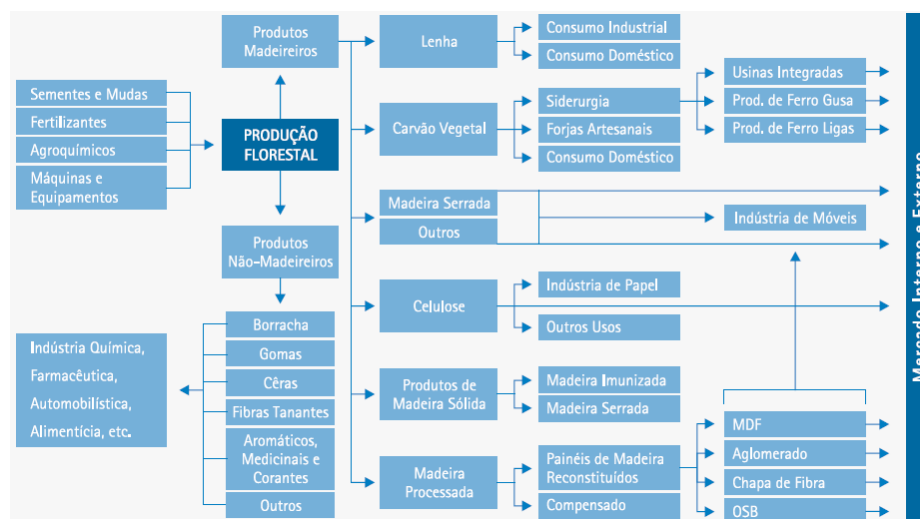


FIGURA 1. Cadeia produtiva do setor florestal.

Fonte: Vieira, 2004

De acordo com informações da Associação Mineira de Silvicultura, AMS, (2008), o Brasil assume posição de destaque quando o tema é recursos florestais, não só por apresentar a maior diversidade biológica do planeta, mas também por sua respeitável potencialidade em abrigar florestas plantadas.

Atualmente, o território brasileiro é o sétimo maior produtor deste tipo de floresta e, cada vez mais, os números sugerem a força do país neste segmento. Segundo Abicht et al. (2006), os produtos florestais geram US\$ 3,8 bilhões em impostos e colaboram com US\$21 bilhões anuais - 3,5% - do PIB nacional.

A seguir pode-se verificar o movimento de geração de empregos pelo setor. Os dados da Tabela 1 referem-se à estimativa, disponibilizada pela Associação Brasileira de Produtores de Florestas Plantadas, da quantidade de empregos gerados apenas pelo setor de florestas plantadas.

TABELA 1. Estimativa do número de empregos diretos, indiretos e de efeito-renda do setor brasileiro de florestas plantadas, em 2006.

Segmento		Empregos – setor de florestas plantadas			
		Diretos	Indiretos	Efeito-renda	Total
Florestas plantadas	Silvicultura	239,80	940,09	615,59	1.795,48
Indústria	Siderurgia a carvão vegetal	15,26	257,56	494,12	766,94
	Fabricação de produtos de madeira	167,26	125,02	167,84	460,12
	Móveis	147,73	110,42	148,23	406,37
	Fabricação de celulose e papel	109,86	288,62	504,61	903,09
Total		679,91	1.721,69	1.930,39	4.332,00

Fonte: Associação Brasileira de Produtores de Florestas Plantadas, ABRAF (2006).

No Brasil, este setor representa importante instrumento para o desenvolvimento social e econômico, por meio da geração de empregos, da distribuição de renda, da proteção e da recomposição do meio ambiente. O setor florestal nacional está intensamente relacionado com a indústria de base, incluindo a siderurgia e a construção civil, dentre outros, o que é benéfico, pois, quando as indústrias de base ascendem, como é o caso da madeireira, as outras também seguem este crescimento.

No gráfico da Figura 2, observa-se a importância do setor para a economia e a sua evolução nos últimos dez anos. O Brasil dobrou sua receita exportada no período de 1997 até 2006.

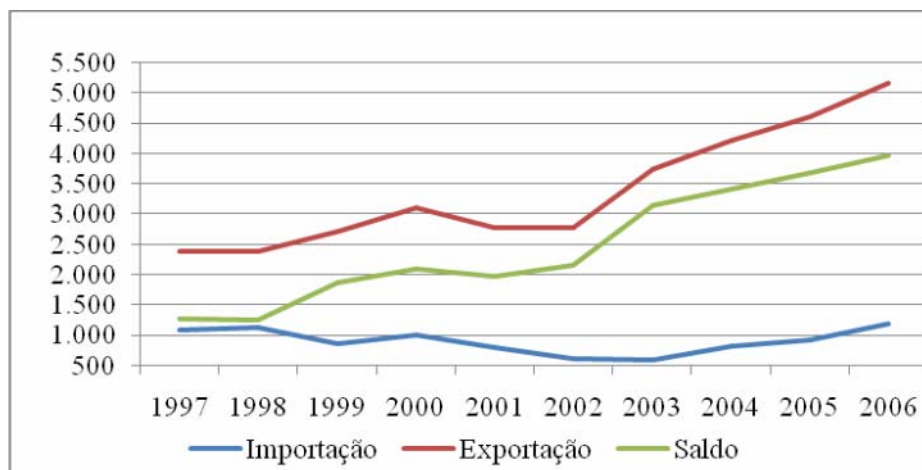


FIGURA 2. Evolução da balança comercial de produtos de florestas plantadas no Brasil no período de 1997 a 2006.

Fonte: Adaptado da ABRAF (2006)

Atualmente, os produtos comercializados pelo setor florestal são vastos. Eles compreendem a madeira em tora, a madeira serrada, a lenha, o carvão, a casca de acácia-negra; a folha de eucalipto, a resina e os compensados, dentre outros. Mas, este estudo se ateu em analisar apenas a madeira serrada.

O gráfico da Figura 3 mostra como se comportou o consumo de madeira, em tora de florestas plantadas, em 2006.

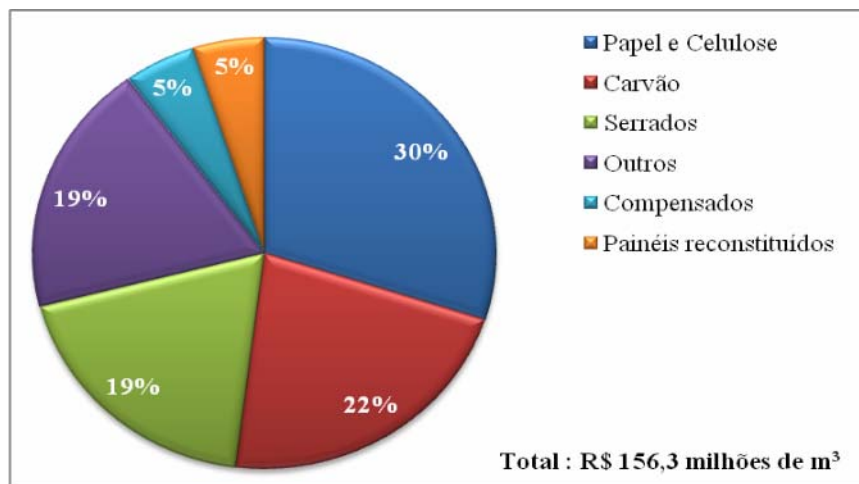


FIGURA 3. Percentual de consumo de madeira em tora de florestas plantadas por segmento.

Fonte: Adaptado da ABRAF (2006)

No comércio internacional de produtos madeireiros, o Brasil é um tomador de preços, já que sua competitividade é bastante frágil, se situando em uma posição vulnerável em relação às oscilações nos mercados em que opera (Perez & Bacha, 2007).

Os dados da Tabela 2 demonstram como foram as exportações brasileiras do setor de base florestal, em 2005.

TABELA 2: Exportações brasileiras do setor de base florestal, em 2005

Produtos	US\$ em milhão	%
Celulose e papel	3.405	34
Compensados e laminados	854	9
Madeira serrada	882	9
Painéis reconstituídos	107	1
PMVA, obras de madeira e manufaturados	1.013	10
Móveis de madeira	782	8
Outros	357	4
Subtotal	7.400	75
Ferro-gusa, ferro-liga e carvão	2.500	25
Total	9.900	100

Fonte: Adaptado da Associação Brasileira de Silvicultura, ABS (2006).

A madeira serrada é conseguida por meio da transformação de toras em produtos com formatos e dimensões diferentes, tais como tábuas, pranchas, pontaletes, sarrafos, ripas, caibros, dormentes, perfis e vigas.

O Brasil se configura entre os maiores produtores mundiais de madeira serrada. Segundo a Associação Sul-Mato-Grossense de Produtores e Consumidores de Florestas Plantadas, ASMGPCFP (2006), em 2005, a produção brasileira deste tipo de madeira atingiu 23,5 milhões de m³. A madeira originada de florestas nativas (tropical) representou a maior parte dessa produção (14,6 milhões de m³), enquanto outros 8,9 milhões de m³ foram obtidos a partir de florestas plantadas de pinus.

Segundo o Brasil (2007), a participação brasileira no comércio exterior de madeira serrada tem sido módica, ficando em torno de 5% do total exportado de não-coníferas e sendo inferior a 2% para todos os tipos de madeira.

O Brasil exporta madeira serrada para diversas regiões do mundo, mas a quantidade de vendas ainda é inexpressiva em relação ao que é produzido. Em 2004, as exportações brasileiras atingiram 3,5 milhões de m³, o que correspondeu a 15% da produção nacional (Brasil, 2007). E, em 2005, o Brasil foi o terceiro colocado no ranking dos maiores produtores mundiais (Food and Agriculture Organization of The United, FAO, 2008).

A estrutura de oferta deste tipo de madeira é essencialmente constituída por pequenas e médias serrarias, atendendo às necessidades dos comércios locais da construção civil, das empresas de móveis e dos artefatos de madeira. Calcula-se que haja mais de 10 mil estabelecimentos em operação no Brasil (Brasil, 2007).

Segundo Chagas & Bacha (2005), os produtores de madeira serrada, em especial, os que comercializam pranchas de eucalipto, são os agentes mais influentes na deliberação do preço do produto, principalmente pelo fato de serem mais ativos na alteração da curva de oferta quando existe alteração dos custos, os

quais são: preço da tora, fretes, salários pagos à mão-de-obra e o preço da energia elétrica.

A produção em maior escala é centralizada nas mãos das grandes empresas madeireiras, algumas delas filiais de empresas estrangeiras, as quais possuem uma rede de comercialização com melhores recursos e exploram regiões da Amazônia, como é o caso do Pará (Brasil, 2007)

O estado do Pará tem a base de sua economia firmada no extrativismo madeireiro, na agropecuária e na mineração industrial. Segundo Pará... (2003), estima-se que a atividade madeireira do estado gere uma renda bruta de US\$ 1,026 bilhão anual. O estado é responsável por cerca de 52% da produção nacional de madeira em tora.

Para Perez & Bacha (2007), as serrarias do estado do Pará estão organizadas em associações ou sindicatos regionais, que estipulam os preços do mercado. A maior parte das transações é desempenhada mediante pagamento a prazo, o qual varia, em média, de 30 a 90 dias e, em caso de aquisições à vista, são concedidos descontos de 3% a 5%. Nos preços, normalmente, já estão inclusos impostos, taxas e frete. Não há o estabelecimento de contratos escritos de venda de madeira serrada pelas serrarias. E a relação entre produtor e consumidor é informal, tendo como base a confiança, já que grande parte dos compradores já é de clientes antigos.

Um dos compradores potenciais da madeira paraense é o estado de São Paulo. Este é o estado que mais consome madeira da Amazônia, 15% da madeira extraída de lá é demandada pelos paulistas e esta é utilizada, principalmente, na construção civil (ABS, 2006).

2.2 Mercado mundial da madeira

O mercado de madeira serrada apresenta uma estrutura de oligopólio. Atualmente, as oito maiores nações exportadoras detêm metade do mercado e as

20 maiores nações exportadoras respondem por 70% do mercado (Noce et al, 2005).

A composição da oferta dos produtos florestais está sujeita à existência de recursos florestais em abundância e de políticas públicas. Determinados países em desenvolvimento, como Malásia, Indonésia, Nova Zelândia, Chile e Brasil, estão aproveitando as oportunidades existentes no mercado internacional para se consolidarem como produtores de artigos de madeira.

Com relação à estrutura de mercado, o cenário mundial mostra elevada concentração do consumo de produtos madeireiros nas economias desenvolvidas. Na maior parte das vezes, isso ocorre em função do sistema construtivo, sobretudo de habitações familiares, e pelo emprego intensivo de compensados, placas e particulados nas construções de uso comercial e industrial (Brasil, 2007).

A produção e o mercado internacional de madeira serrada estão intimamente ligados à demanda da construção civil. Atualmente, o principal mercado mundial para a madeira serrada são os Estados Unidos, que é o maior produtor e também o maior importador mundial. Seu principal fornecedor é o Canadá, maior exportador mundial desse segmento. Sua população consome, aproximadamente, 30% da madeira serrada do mundo (Brasil, 2007).

No Canadá, as florestas e os recursos florestais exercem grande influência na sua economia. O setor florestal inclui o plantio e o corte de madeira e a manufatura de produtos florestais. Em 2005, foi responsável por cerca de 21% da madeira serrada exportada no planeta, ocupando a segunda posição no ranking de maiores produtores mundiais deste tipo de madeira (FAO, 2008).

O setor florestal canadense já notou a necessidade global por produtos florestais, o qual deve acender, nos próximos anos, cerca de US\$4 a US\$7 bilhões por ano, criando oportunidades de crescimento aos investidores. O

Canadá vem agindo de forma pró-ativa para melhorar a sua eficiência e atender às demandas de um mercado em constante transformação, por meio da diversificação de produtos e de mercados, sempre enfocando em inovações (Invista no Canadá..., 2007).

2.3 Formação e transmissão de preço

Dentre as leis da economia, há uma que celebra que um mesmo produto deve valer o mesmo preço em dois países, ou em duas regiões distintas, que conservem comércio entre si. Esta é a Lei do Preço Único ou a “Paridade de Poder de Compra”. A única razão para que o preço de um produto seja distinto entre diferentes regiões do país é o custo de transporte. E, caso haja um desalinhamento nos preços, por qualquer que seja a causa, sempre há alguém que vai fazer arbitragem e assegurar a paridade entre os preços novamente.

Em resumo, para a Lei do Preço Único (LPU), o preço doméstico de um produto qualquer pode ser estipulado em razão do seu próprio preço no mercado internacional e da taxa de câmbio nominal. Para Costa & Ferreira Filho (2000), o que garante a comprovação da LPU é a arbitragem. Portanto, a LPU é uma relação que se realiza no longo prazo, sem recusar a possibilidade de desajustes de preços no curto prazo.

Facker & Goodwin (2001) definiram duas versões para a LPU. A primeira, conhecida como Versão Fraca da Lei do Preço Único, institui que a diferença entre os preços de um produto, em duas regiões distintas, deve ser menor ou igual à despesa de deslocar este bem da região com menor preço para a região com preço maior.

A segunda, a “Versão Forte da Lei do Preço Único”, institui a condição de arbitragem espacial e esta deve se manter como uma igualdade. Os autores ressaltam, no entanto, que este é um conceito de equilíbrio, isto é, os preços

podem diferir desta relação, mas, a ação de arbitragem levará a diferença de preços a se igualar ao valor dos custos de transação.

Foi da LPU que surgiu a idéia de integração de mercado, a qual prega que, na ausência de custos de transporte, barreiras comerciais e outras restrições, produtos iguais são vendidos por preços análogos, em função das intervenções da arbitragem. E a falha de duas ou mais regiões em aderir à LPU pode ser justificada pelas considerações a seguir, como citam Sexton et al. (1991), apud (Nogueira et al., 2005):

- as regiões não estão vinculadas por arbitragem;
- existem empecilhos à arbitragem eficiente, tais como barreiras comerciais, informação imperfeita, ou aversão ao risco;
- há concorrência imperfeita em um ou mais dos mercados.

Desse modo, a análise da integração sugere competitividade dos mercados, eficiência da arbitragem e eficácia do processo de definição do preço, ainda que seja difícil determinar, com precisão, qual destes motivos se aplica a cada circunstância (Faminow & Benson, 1990).

A integração espacial de mercados também pode acontecer por meio de transmissão indireta de preços, não havendo, obrigatoriamente, a necessidade que duas regiões sejam parceiras diretas de comércio, para que exista elevado grau de integração entre as mesmas. É o caso de duas regiões distintas que são fornecedoras de um mesmo produto para uma terceira região. As regiões fornecedoras podem estar intensamente integradas, mesmo não havendo comercialização direta entre elas. É exatamente a ligação comercial com a região compradora que pode fazer com que as duas regiões fornecedoras estejam integradas. Desse modo, choques de preços podem ser transmitidos

indiretamente, por meio da rede de comércio, através de ligações existentes entre regiões conectadas nessa rede (Nogueira et al., 2005).

A análise espacial de preços examina as relações entre os preços em mercados distintos, visando avaliar sua integração e performance. Ela diz respeito ao nível de co-movimentação dos preços de um produto em dois locais diferentes, sendo aferida pela correlação entre os valores dos mesmos. Todavia, é um conceito diferente de ausência de arbitragem. Os preços de um produto podem elevar-se, em regiões diferentes, por motivos que, de forma alguma, estão relacionados à rede de negócios do produto que liga as regiões. Integração espacial de mercado é mais bem compreendida como sendo a medida do nível dos choques de demanda e oferta que ocorrem em uma região e são transmitidos a outra (Fackler & Goodwin, 2000).

Um sistema de mercado é espacialmente integrado quando os preços exercidos em cada um deles respondem não apenas às ofertas e às demandas locais, mas também às ofertas e às demandas de todos eles (Santana, 1998). Sendo mais exata, a integração espacial de mercados é a medição do grau de co-movimentação dos preços em diferentes locais, por meio da correlação entre os preços (Fackler & Goodwin, 2000).

Para Perez & Bacha (2007), os mercados que não são integrados podem conter informações imprecisas de preços que podem provocar distorções nas decisões de negociação dos ofertantes e cooperar para a movimentação ineficiente de produtos. Desse modo, avaliar a integração espacial (co-movimentação de preços em locais distintos, avaliada pela correlação entre os preços) de um mercado pode ser uma informação essencial para o entendimento do funcionamento do mercado. Além disso, segundo Nogueira (2001), essa informação é extremamente importante para a formulação de políticas governamentais para o setor, por tornar o mercado mais eficiente, assim como para os agentes da cadeia produtiva, pois choques de preços em uma região

podem ser transmitidos a outras, induzindo a incertezas em relação aos preços e à renda.

É importante distinguir o conceito de integração espacial de mercado e a Lei do Preço Único. Para Faminow & Benson (1990), integração de mercado é o procedimento pelo qual ocorre a interdependência de preços. Já Goodwin & Piggot (2001) definem este conceito como a magnitude na qual os choques de preços são transmitidos entre mercados espacialmente separados. Fackler & Goodwin (2001) aperfeiçoam esta definição ao sugerir que integração de mercado deve ser compreendida como a medida do nível no qual os choques de oferta e demanda de um local são transmitidos para outro.

Desse modo, o conceito de integração de mercado é menos restritivo que a Lei do Preço Único. É possível que dois mercados sejam integrados, mas que a LPU não seja observada. Isso pode ocorrer em razão de altos custos de transação, assimetria de informação, presença de barreiras comerciais ou, ainda, devido à entrada de novos concorrentes. Também há caso em que os mercados são perfeitamente integrados, assim, uma alteração no preço de um mercado é completamente transmitida para outro mercado. No contexto de co-integração, em que a preocupação é o equilíbrio entre as variáveis no longo prazo, a integração perfeita de mercado e a LPU são conceitos equivalentes (Fackler & Goodwin, 2001).

2.4 Estudos com transmissão de preços

Os primeiros trabalhos sobre transmissão de preços e integração de mercados empregavam, como instrumentos de análises, a correlação de preços ou a regressão simples para relacionar os preços pesquisados. Fackler & Goodwin (2001) citam o de Mohendru (1937) como o primeiro trabalho a pesquisar a transmissão de preços e a integração de mercados do setor agrícola.

Neste trabalho, o autor utiliza a análise de correlação para investigar a integração dos mercados de trigo na Índia.

A simplicidade deste mecanismo fez com que ele fosse utilizado em vários estudos para medir a integração de mercados. De maneira geral, o que estas pesquisas tinham em comum era o cálculo de coeficientes de correlação entre dois preços de um mesmo produto em mercados diferentes.

No entanto, depois de décadas de uso desta abordagem, ela começou a ser criticada por não reconhecer a função dos componentes comuns que podem provocar variações nos preços, como inflação e problemas climáticos (Hariss, 1979 apud Coelho, 2002). Também não havia qualquer cuidado em identificar as propriedades das séries temporais analisadas e se prevenir dos problemas causados pela não-estacionariedade das séries, como o caso de correlações espúrias, ou seja, correlações sem qualquer sentido econômico e que refletem apenas a presença de tendência estocástica nas variáveis. Desse modo, os resultados destes estudos não permitiam assegurar se efetivamente ocorria a transmissão de preços entre mercados diferentes ou se as correlações observadas somente refletiam a existência de elementos comuns ou de tendência estocástica que tornava as séries não-estacionárias.

Outro procedimento muito utilizado era a regressão simples entre dois preços de uma mesma *commodity*, em mercados diferentes. No Brasil, os trabalhos de Homem de Melo (1978) e Barros & Graham (1978) apresentam regressões simples entre preços internacionais e preços pagos ao produtor para vários produtos agrícolas. Sua expectativa era a de que, para os produtos de mercado externo, os coeficientes se indicassem significantes, enquanto, para os produtos nacionais, eles fossem estatisticamente iguais a zero. De maneira geral, os trabalhos que buscaram observar a validade da Lei do Preço Único, testaram o modelo utilizando variáveis logaritmizadas.

Posteriormente, os estudos passaram a incorporar a noção da existência de custos de transação. Assim, estes custos eram considerados fixos, caso utilizassem as variáveis em nível e proporcionais, caso empregassem variáveis logaritmizadas (Coelho, 2002).

As críticas a este procedimento foram essencialmente as mesmas da análise de correlação, a principal delas é a falta de preocupação em identificar a estacionariedade das séries analisadas. A não-estacionariedade das séries em uma conjuntura de regressão linear simples invalida as inferências baseadas nos testes t e teste F, impedindo o correto estabelecimento de relações de equilíbrio entre elas. Além do mais, o uso de variáveis não-estacionárias em regressões simples admite a manifestação de regressões espúrias, ou seja, regressões em que se obtêm teste t altamente significativo e altos coeficientes de determinação (R^2), indicando uma relação também significativa entre as séries examinadas, mesmo que elas não apresentem qualquer tipo de relação (Granger & Newbold, 1974).

Conscientes deste problema, Richardson (1978) e Isard (1977), apud Coelho (2002), procuraram evitá-lo por meio da diferenciação das séries de preço analisadas, tornando-as estacionárias. Porém, este método restringe a análise a um contexto de curto prazo e não é uma solução aceitável nos casos em que se trabalha com variáveis não-estacionárias (Plosser & Schwert, 1978).

Outra crítica é quanto à sua natureza estática e à omissão de defasagens que permitam que ajustamentos ao longo do tempo sejam estabelecidos. Isso revoga qualquer análise da validade da LPU no longo prazo e representa uma hipótese implícita de que todos os ajustamentos devem acontecer imediatamente (Coelho, 2002).

Estas críticas contribuíram para o surgimento do uso de modelos dinâmicos nas análises de integração de mercados. A motivação para o seu emprego reside na existência de defasagens significativas nos procedimentos de

arbitragem de preços que definem a persistência de choques de preços em qualquer um dos mercados analisados. Assim, os modelos dinâmicos usam vetores auto-regressivos (VAR) para descrever o comportamento dos preços em diferentes mercados.

O trabalho de Ravallion (1986) propõe um teste de integração de mercados agrícolas usando regressões dinâmicas. O autor considera a relação entre preços em distintos mercados agrícolas, durante a grande fome de Bangladesh, em 1984. Seu modelo pode ser interpretado como um modelo VAR com testes de restrições sobre a forma reduzida do modelo. Essencialmente, o modelo de Ravallion (1986) estabelece a existência de um mercado central (ou de referência) ligado a diversos mercados regionais.

O modelo proposto por Ravallion (1986) ganhou aprimoramento ao longo dos anos. Timmer (1987) empregou uma versão modificada do modelo de Ravallion (1986) em sua pesquisa. Esta versão admite que o preço do mercado de referência é predeterminado em função dos mercados regionais e incorpora somente uma defasagem para capturar a dinâmica dos preços.

Faminow & Benson (1990) também analisaram a integração dos mercados de suínos no Canadá por meio de uma versão do modelo de Ravallion, o qual incorpora os custos de transporte e considera a hipótese de que compradores e fornecedores estão espacialmente espalhados. Uma importante conclusão deste trabalho é a de que mercados integrados podem apresentar uma estrutura oligopolista, isto é, a integração espacial não implica fundamentalmente em eficiência de mercado.

Mesmo apresentando clara evolução em relação aos modelos estáticos e melhorarem o problema da não-estacionariedade das séries por meio da diferenciação, os modelos baseados em Ravallion (1986) não permitem uma análise completa do comportamento dos preços no longo prazo e impossibilita os testes que visam validar a Lei do Preço Único.

Outra categoria de modelos dinâmicos que surgiu para sanar os problemas apresentados pelas metodologias aplicadas anteriormente foi o modelo de causalidade de Granger. Este modelo é muito utilizado na análise da transmissão de preços agrícolas.

Dentre alguns trabalhos brasileiros que utilizam o modelo de causalidade de Granger para análise de transmissão de preço estão os de: Mesquita et al (2000), que utilizaram este modelo para estudar o processo de formação de preços no mercado de café; Bahia (2000), que o empregou para analisar o papel das relações inter-setoriais entre fornecedores e compradores de insumos em condições de oligopólio bilateral; Leal & Bocater (2003), que o utilizaram para determinar a existência de causalidade entre os mercados latinos e os mercados desenvolvidos; Margarido et al (2003), que o utilizaram para analisar os efeitos que variações na taxa de câmbio e preços internacionais do grão de soja têm sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo; Souza & Stülp (2005) que o empregaram para analisar o efeito entre os preços pagos e recebidos pela agropecuária brasileira; Silva Filho et al. (2005), que o empregaram para analisar a transmissão dos preços da soja entre os mercados americano e brasileiro; Fontes et al. (2005), que o aplicaram para analisar a integração espacial de preços entre quatro mercados regionais de carvão vegetal em Minas Gerais; Nogueira et al. (2005) que também o usaram para analisar a integração espacial do mercado de café arábica nos estados de São Paulo e de Minas Gerais; Silva & Almeida (2006), que o empregaram para avaliar se existe indício de uma relação de causalidade entre os movimentos de preços ocorridos nos mercados internacionais de açúcar e petróleo; Silva Júnior (2007), que o utilizaram para analisar as inter-relações na formação dos preços do açúcar para a região Nordeste do Brasil e Dias et al. (2008) que o utilizaram para analisar quais dos principais estados produtores de leite (MG, GO, SP, RS) afetam o preço do leite paranaense.

3 METODOLOGIA

A análise da transmissão de preços da madeira entre os mercados externo e interno foi realizada pelo Procedimento de Johansen para co-integração. Este procedimento é recomendável quando se lida com variáveis não-estacionárias, o que inviabiliza o uso do modelo de regressão padrão para estabelecer a relação entre as variáveis.

Matematicamente, uma variável $x(t)$ é estacionária para qualquer t e qualquer ζ , quando:

$$1) E(x(t)) = E(x(t + \zeta)) = \mu \quad (1)$$

$$2) E[x(t) - \mu][x(t + \zeta) - \mu] = \text{Cov}(x(t), x(t + \zeta)) = f(\zeta)$$

$$\text{Se } \zeta = 0, \text{Var}(x(t)) = \sigma^2$$

$$\text{Se } \zeta \neq 0, \text{Cov}(x(t), x(t + \zeta)) = f(\zeta)$$

Para Coelho (2002), uma série temporal é estacionária quando apresenta reversão para uma média de longo prazo e tem uma variância finita e invariante no tempo. Ao se trabalhar com séries não-estacionárias, o modelo de regressão clássica não é adequado, pois as propriedades usuais dos estimadores de mínimos quadrados não são observadas e as inferências fundamentadas nos testes t e F ficam prejudicadas.

Granger & Newbold (1974) comprovaram que, ao se utilizar séries não estacionárias numa conjuntura de regressão linear, é muito comum encontrar testes t altamente significantes, R^2 elevados e testes Durbin-Watson (DW) baixos. Isto é, os resultados, aparentemente, são bons, mesmo quando não existe nenhuma relação entre estas séries. Este tipo de regressão é conhecido como regressão espúria. Desse modo, o objetivo da estimação, que é constituir relações de equilíbrio entre variáveis econômicas, fica prejudicado. Uma questão

importante é que a maioria das séries econômicas é não-estacionária e, assim, deve-se buscar outra metodologia de estimação que permita avaliar a relação entre elas.

Por bastante tempo, a sugestão habitual era diferenciar as séries não-estacionárias. Isso acontecia porque muitas séries econômicas são integradas de ordem 1[I(1)], isto é, possuem uma raiz unitária e, conseqüentemente, são estacionárias na diferença (Coelho, 2002).

Contudo, a diferenciação das séries limita a análise de uma conjuntura de curto prazo e, caso haja co-integração entre as variáveis, isto demonstra um erro de especificação na relação linear entre elas, que já é estacionária (Enders, 1995). Assim, para estudar as relações de longo prazo entre variáveis não-estacionárias, tem-se que empregar o conceito de co-integração.

3.1 Dados

Os dados analisados neste trabalho são secundários e originaram-se, basicamente, de duas fontes. Para as séries de preços internacionais, foram utilizados os preços disponíveis no *Revenue Branch Log Market Reports (Ministry of Forests and Range)*. Já os dados nacionais são disponibilizados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada, CEPEA (2007).

Devido às características de cada uma das regiões, não foi possível montar as séries de preços médios para as mesmas espécies. Para os dados do Pará, utilizou-se a média mensal do preço do m³ das pranchas de ipê, jatobá, maçaranduba, angelim pedra, angelim-vermelho e cumaru. Para São Paulo, utilizou-se a média mensal do preço do m³ das pranchas de ipê, jatobá, peroba, maçaranduba, angelim-pedra, angelim-vermelho e cumaru. Para o Canadá, utilizou-se a média mensal do preço do m³ das espécies *alder, birch, cedar, cottowood, cypress, fir, hembal, maple, spruce e white pine*.

As séries de preços médios do Pará e São Paulo são utilizadas como *proxy* para a série histórica de preços mensais do Brasil. Estas séries foram convertidas em dólares americanos e, para tal, utilizou-se a média mensal do dólar comercial (PTAX), relativas ao período de setembro de 2002 a outubro de 2007, disponibilizada no site da pela Fundação Getúlio Vargas, FGV (2007). Para o mercado internacional, utilizaram-se, com *proxy*, os preços médios do Canadá.

Para fins de análise, utilizou-se o logaritmo das séries, no período de setembro de 2002 a outubro de 2007. A escolha do período amostral se deu em função dos dados disponíveis.

Para realizar as análises propostas, foi utilizado o software estatístico R[‡], que é um software livre.

3.2 Raiz unitária

O primeiro procedimento para a análise de co-integração é a investigação da ordem de integração das variáveis de interesse, ou seja, é necessário constatar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais e, em caso positivo, definir se a ordem de integração é a mesma para todas as variáveis analisadas. Existem vários testes para examinar a existência de raízes unitárias em série temporais, mas este trabalho empregou o teste KPSS, desenvolvido por Kwiatkowski et al. (1992).

3.3 Teste KPSS

O teste KPSS foi utilizado neste trabalho por sua eficiência em trabalhar com séries temporais pequenas, ao contrário do teste de Dickey-Fuller (ADF), que se mostra eficaz apenas quando se utilizam séries históricas grandes.

[‡] Disponível em <<http://www.r-project.org/>>

Em publicação de 1992, Kwiatkowski et al. apresentaram o teste KPSS. Sua estatística é fundamentada nos resíduos da regressão de MQO.

Este é um teste específico de estacionariedade, no qual há a inversão da hipótese nula quando comparado com os testes padrões de raiz unitária. As hipóteses do teste KPSS são:

- H_0 : o passeio aleatório não está presente na série; desse modo, ela é estacionária;
- H_a : o passeio aleatório está presente na série; desse modo, ela é não estacionária.

A equação a seguir representa o passeio aleatório em sua forma mais simples:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que:

y_t - preço corrente da ação em t ;

ε_t - ruído branco em t (a média é zero, a variância é constante e não há autocorrelação).

Segundo Fernandes & Toro (2002), apud Grôppo (2005), no teste KPSS, a presença de valores atípicos prejudica apenas o poder do teste, não havendo interferência no seu tamanho. Então, a rejeição da hipótese nula de estacionariedade tem um significado ainda mais forte quando valores anormais estão presentes.

3.4 Co-integração

Como pode ser visto no item 2.4, até o século passado, os estudos sobre transmissão de preços e integração de mercados adotavam a análise de regressões lineares em séries temporais não-estacionárias, ou seja, integradas de alguma ordem diferente de zero. No entanto, após várias críticas, tem-se dado maior atenção à análise destas séries temporais, pois, incluir duas ou mais séries não-estacionárias em uma regressão pode causar problemas de regressão espúria em que os testes F e t não são confiáveis (Gujarati, 2000).

Tornar as séries estacionárias por meio da diferenciação é uma solução ao problema de regressão espúria, mas isso pode provocar perda na determinação do relacionamento de longo-prazo das séries. Mas, para isso, em 1981, Granger introduziu o conceito de co-integração, conceito que foi formalizado por Engle & Granger (1987).

Se há co-integração entre duas séries temporais, pode-se dizer que existe uma combinação linear destas que remove a tendência estocástica que apresentam (diminuindo, portanto, a sua ordem de integração) (Amorim, 2000). De forma geral, duas séries econômicas são consideradas co-integradas quando ambas são integradas de mesma ordem e existe combinação entre elas, que é estacionária.

Segundo Holland & Giombinsky (2003), trabalhar com as séries em nível, integradas de primeira ordem, ainda que admita apreender as relações de longo prazo entre as variáveis, pode produzir o fenômeno das regressões espúrias. Por outro lado, uma regressão empregando a primeira diferença, uma vez que as séries temporais são estacionárias por meio de diferenciação, ainda que elimine a possibilidade de regressões espúrias, gera a perda da relação de longo prazo. Uma ocasião em que se pode trabalhar com o nível das séries sem correr o risco de regressões espúrias acontece quando as séries são co-

integradas, por isso surge a importância da análise de co-integração, pois ela serve como um pré-teste para evitar uma regressão espúria.

Assim sendo, o significado de co-integração requer, primeiramente, que todas as variáveis do modelo sejam integradas de mesma ordem. A segunda condição é que a combinação linear das variáveis do modelo resulte em uma série, cuja ordem de integração é menor do que as das séries originais (Hendry & Juselius, 1999). Porém, isso não é o suficiente para assegurar o equilíbrio de longo prazo entre as funções. É indispensável que as duas séries mantenham, ao longo do tempo, uma distância aproximadamente constante; elas devem se movimentar de forma sincronizada e, para que isso aconteça, o resíduo da regressão tem que ser integrado de ordem zero, ou seja, ser estacionário (Holland & Giombinsky, 2003).

Ainda segundo estes mesmos autores, a partir do momento que há a necessidade de identificar a estacionaridade das séries, o primeiro passo para o teste de co-integração consiste na aplicação da raiz unitária para testar a ordem de integração de cada série. Caso conclua que as séries temporais possuem a mesma ordem de integração, realiza-se o segundo passo, que consiste em examinar se os resíduos são de ordem $I(0)$, ou seja, se as variáveis se co-integram segundo o procedimento Engle-Granger. Tais resíduos são os próprios resíduos da regressão estimada por mínimos quadrados ordinários. A hipótese nula desta segunda etapa do teste de é:

- H_0 : as séries não são co-integradas, ou
- H_1 : as séries são co-integradas.

E uma das formas de se testar a hipótese H_0 é pela utilização do teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS)

Segundo Coelho (2002), no início dos anos 1990, as características da análise de cointegração, co-integração se adequaram perfeitamente às necessidades dos estudos sobre transmissão de preços agrícolas. No geral, os estudos da época buscaram analisar as relações entre duas séries de preços e, especificamente no caso dos produtos de exportação, entre a série de preços internacionais e a de preço doméstico. Como estas séries são comumente não-estacionárias, a análise de co-integração permitiu testar se existe uma combinação linear entre estas séries que são estacionárias. Esta relação demonstra um comportamento de longo prazo entre os preços examinados, ou seja, a existência de transmissão entre preços internacionais e preços internos manifesta-se pela existência de uma relação de longo prazo entre eles, que é adquirida pela análise de co-integração. Além do mais, a análise de co-integração possibilita testar o funcionamento da Lei do Preço Único, ao estabelecer restrições sobre os coeficientes encontrados no vetor de co-integração, o qual revela as relações de longo prazo. Desse modo, a LPU é considerada apenas no longo prazo, consentindo que as oportunidades de arbitragem sejam praticadas no curto prazo, não impondo, assim, qualquer hipótese de ajustamento instantâneo de preços.

Um dos primeiros trabalhos a empregar a análise de co-integração para avaliar a validade da Lei do Preço Único nos mercados agrícolas foi o artigo de Ardeni (1989). Para este autor, o teste de co-integração equivale a testar a validade da LPU. Porém, dois anos depois, já há críticas ao seu estudo. Baffes (1991) o critica por considerar que somente a existência de co-integração seja evidência suficiente da LPU. Segundo este último autor, é preciso que o coeficiente, o qual exprime as relações entre as variáveis, seja estatisticamente igual a 1 ou, de outra forma, que as diferenças de preço entre dois países sejam estacionários.

Depois disso, muitos estudos começaram a surgir, empregando a análise de co-integração para avaliar a integração entre mercados agrícolas. E, com eles, também veio uma série de trabalhos críticos à metodologia. Um destes trabalhos é o de Goodwin (1992) que afirmou que a co-integração entre preços de produtos agrícolas em mercados diferentes não é uma condição necessária para a eficiência nem para a integração de mercado. Segundo ele, a maior parte dos estudos de co-integração parte de uma hipótese implícita muito forte: a de que os custos de transação são estacionários. Mas, caso isso não aconteça, é muito provável que haja a rejeição da hipótese de co-integração entre os preços, mesmo que os mercados sejam integrados e haja transmissão de preços entre eles.

Barret (1996) foi complacente com as críticas acima e ainda criticou a ausência de cuidado da maior parte dos estudos com relação às discontinuidades observadas no comércio.

Outros estudos críticos importantes apareceram a seguir, como o de Mcnew et al. & Fackler (1997). Estes autores recomendam cuidado no emprego e interpretação de modelos de co-integração na análise do comportamento dos preços agrícolas. Para eles, co-integração de preços não é uma medida útil para a integração de mercados, pois ela depende da hipótese de custos de transação estacionários, o que, às vezes, não é uma hipótese realista. Além do mais, mesmo que os custos de transação sejam estacionários, podem acontecer problemas com a utilização da análise de co-integração. Pode ocorrer de os preços serem co-integrados, mesmo que não haja comércio regular entre os mercados analisados. Para que isso aconteça, basta apenas que o diferencial de preços seja menor que os custos de transação envolvidos no comércio entre eles. Desse modo, eles concluem que a co-integração não é uma condição necessária e nem suficiente para a integração de mercados.

Baseadas nestas críticas, muitas abordagens alternativas surgiram, empregando, principalmente, dados sobre o fluxo de comércio, combinados com a análise dos preços. Entretanto, para os objetivos desta dissertação, a análise de co-integração entre os preços é adequada. Primeiramente, porque o objetivo principal é investigar a transmissão dos preços da madeira entre os mercados externo e interno e não a integração de mercado propriamente dita. O que realmente interessa é o comportamento dos preços e não a averiguação sobre a relação entre a integração física dos mercados e os mecanismos de arbitragem que certificam uma trajetória comum dos preços. Isso significa que a preocupação do estudo é identificar a influência dos preços internacionais na formação dos preços internos da madeira. Portanto, a análise das relações entre os preços é essencial e a análise de co-integração, diante das características das séries de preço analisadas, é o melhor instrumento para identificar tais relações.

3.5 Johansen e Juselius

Para averiguar a existência de co-integração entre as séries de preço da madeira, nos mercados interno e externo, será empregado o Procedimento de Johansen. Este procedimento segue a metodologia delineada por Johansen & Juselius (1990, 1992), a qual testa diretamente as limitações relevantes nos parâmetros que caracterizam as relações de co-integração.

Segundo Coelho (2002), antagônico a outros procedimentos, este utiliza a máxima verossimilhança para estimar os vetores de co-integração e admite testar e estimar a presença de diversos vetores e não apenas um único vetor de co-integração. Além disso, é possível realizar testes sobre a significância dos parâmetros que constituem os vetores de co-integração, o que é essencial para se determinar a existência ou não da transmissão de preços entre o mercado externo e interno, além de estimar o grau de integração entre eles.

O método de Johansen, portanto, consiste em estimar Π (matriz de respostas de longo prazo) sem restrições, pois o posto de Π é que determina o número de vetores de co-integração. Para se calcular o posto da matriz Π , deve-se encontrar as raízes características ou eigenvalues (λ_i) de Π . O posto da matriz é igual ao número de eigenvalues diferentes de zero da matriz. É importante ressaltar que a soma dos *eigenvalues* de uma matriz quadrada corresponde ao traço dessa matriz (Johansen, 1991).

Se as variáveis não forem co-integradas, o posto de Π (r) não será significativamente diferente de zero, portanto, $\lambda_i = 0$, para qualquer i . As relações para a co-integração entre o posto da matriz Π (r) e o número de variáveis (g) de y_t podem ser resumidas como:

- se $r = 0$, não há co-integração;
- se $r = g$, as séries são estacionárias;
- se $0 < r < g$ há r vetores de co-integração.

Os testes estatísticos e os seus respectivos valores críticos para verificar o número de *eigenvalues* (λ_i) de Π , que são estatisticamente diferentes de zero, são apresentados em Johansen (1991). O procedimento de Johansen utiliza duas estatísticas com as seguintes hipóteses:

i) Estatística do traço, dada por:

- H_0 : existem, no máximo, r vetores de co-integração;
- H_a : não existem, no máximo, r vetores de co-integração.

ii) Estatística do máximo autovalor, dada por:

- H_0 : existem exatamente r vetores de co-integração;
- H_a : existem exatamente $r+1$ vetores de co-integração

em que λ é a estimativa do *eigenvalue* e T é o número de observações na série.

3.6 Escolha do número de defasagem

Um ponto importante na avaliação da relação de causalidade entre duas variáveis está relacionado à escolha do número adequado de defasagens a ser empregado nas regressões (3) e (4). Maddala (1992) afirma que a dimensão das defasagens é, de certa forma, arbitrária. Isso porque existe um grande número de procedimentos alternativos para se determinar o tamanho ótimo de defasagens em um modelo. Gujarati (2000), entretanto, chama a atenção para o fato de a análise de causalidade ser muito sensível ao número de defasagens escolhido.

Davidson & MacKinnon (1993) e Mills (1993) (apud Carneiro, 1997) aconselham que, primeiramente, deve-se buscar identificar o número de defasagens e, somente depois, devem ser efetuados os testes de causalidade.

Ainda segundo os últimos autores citados, apud Carneiro (1997), a seleção de um número elevado de defasagens é preferível, pois, dessa forma, o analista pode averiguar como a exclusão de algumas defasagens compromete o resultado das estimações. Além disso, a escolha de poucas defasagens pode provocar um sério viés por causa da omissão de variáveis relevantes; por outro lado, a escolha de mais defasagens do que o necessário pode causar o viés de inserção de variáveis irrelevantes.

Esse é o procedimento de modelagem originalmente sugerido por Hendry (1996) que recomenda que a seleção do melhor modelo deve ser feita gradativamente, partindo-se de um modelo bem geral e, a partir de vários testes, ir estreitando o alcance do modelo na análise final.

Para a escolha da ordem de defasagem, baseou-se na combinação de dois critérios estatísticos, o *Akaike Information Criterion* (AIC) e o *Bayesian Information Criterion* (BIC). E ambos indicaram que o melhor modelo seria o de ordem.

3.7 Causalidade entre as variáveis

A análise de regressão trabalha com a dependência de uma variável em relação a outras. Mas, essa análise pura e simples entre duas variáveis não implica em causalidade. Kendall & Stuart (1961), apud (Gujarati, 2000), asseguram que uma relação estatística, entre duas ou mais variáveis, por mais forte e sugestiva que seja, jamais pode instituir uma relação causal entre elas. Qualquer relação de causalidade deve originar-se de fora da estatística, baseando-se, essencialmente, em uma teoria já estabelecida ou, até mesmo, no senso comum.

Em sua essência, o teste de causalidade de Granger não se propõe a identificar uma relação de causalidade no seu sentido de endogeneidade.

Considere duas séries temporais X_t e Y_t . O teste de causalidade de Granger admite que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis X_t e Y_t está contida apenas nas séries temporais sobre essas duas variáveis. Desse modo, uma série temporal estacionária X_t causa, no sentido de Granger, outra série estacionária Y_t , se melhores predições estatisticamente significantes de Y puderem ser conseguidas ao incluir valores defasados de X_t aos valores defasados de Y_t . Em termos mais formais, o teste envolve estimar as seguintes regressões:

$$X_t = Sa_i Y_{t-i} + Sb_i X_{t-i} + u_{1t} \quad (3)$$

$$Y_t = Sc_i Y_{t-i} + Sd_i X_{t-i} + u_{2t} \quad (4)$$

em que:

$Sa_i Y_{t-i}$, $Sb_i X_{t-i}$, $Sc_i Y_{t-i}$ e $Sd_i X_{t-i}$ são os coeficientes das variáveis no $t-i$ a serem estimados;

u_{it} são os resíduos assumidos como não-correlacionados

A equação (3) postula que valores correntes de X estão relacionados a valores passados do próprio X , assim como a valores defasados de Y ; a equação (4), por outro lado, postula um comportamento similar para a variável Y . Nada impede que as variáveis X e Y sejam apresentadas na forma de taxas de crescimento, o que, afinal, tem sido quase que uma regra geral na literatura, uma vez que é difícil encontrar variáveis que sejam estacionárias em seus níveis.

A seguir podem-se distinguir quatro casos diferentes:

1. causalidade unilateral de Y para X : quando os coeficientes estimados em (3) para a variável defasada Y são conjuntamente diferentes de zero ($Sa_i \neq 0$) e quando o conjunto de coeficientes estimados em (4) para a variável X não forem estatisticamente diferentes de zero ($Sd_i = 0$);
2. causalidade unilateral de X para Y : quando o conjunto de coeficientes defasados para a variável Y na equação (3) não for estatisticamente diferente de zero ($Sa_i = 0$) e o conjunto de coeficientes defasados para a variável X em (4) o for ($Sd_i \neq 0$);
3. bicausalidade ou simultaneidade: quando os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y forem estatisticamente diferentes de zero, em ambas as regressões;
4. independência: quando, em ambas as regressões, os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y não forem estatisticamente diferentes de zero.

De modo geral, desde que o futuro não pode predizer o passado, se a variável X Granger causa a variável Y , então, mudanças em X devem anteceder temporalmente mudanças em Y (Gujarati, 2000).

Na análise das relações entre duas variáveis econômicas, um ponto essencial refere-se à existência de uma relação causal, unidirecional entre as mesmas. Há exemplos em que duas ou mais variáveis apresentam uma evolução altamente correlacionada, mas que não necessariamente exista uma relação de causalidade entre as mesmas. Portanto, um passo essencial no estudo das relações entre variáveis econômicas é procurar identificar esta relação de causalidade no sentido de Granger, que é baseado na noção de precedência: se uma variável Y causa outra variável X, a variável Y deve preceder a variável X e, desse modo, deve auxiliar a prever o valor desta variável Y. Se a previsão dos valores de X melhorar ao incluir os valores passados da variável Y, então, diz-se que a variável X "causa, no sentido de Granger", a variável Y (Almeida & Silva, 2006).

Ainda segundo Almeida & Silva (2006), é importante notar que esta noção não afasta a possibilidade de uma causalidade nos dois sentidos, isto é, pode acontecer de X causar, no sentido de Granger, X e X causar, no sentido de Granger, Y. Nesses casos, é possível que haja uma terceira variável, Z, que influencie ambas as variáveis, X e Y.

O teste de causalidade de Granger admite que o futuro não pode causar o passado nem o presente. Contudo, o que o teste de Granger faz é dizer se a série X precede Y, ou se Y precede X, ou, ainda, se há bicausalidade entre X e Y. A hipótese básica de Granger (1974) é de que a informação relevante para a predição das variáveis X e Y está contida excepcionalmente nas séries de tempo dessas variáveis (Gujarati, 2000). O método adotado é testar se os valores defasados de Y melhoram ou não a regressão de X contra suas defasagens. O teste consiste em estimar as duas regressões:

$$X_t = \sum a_i Y_{t-i} + \sum b_i X_{t-i} + u_{1t} \quad (5)$$

$$Y_t = \sum c_i Y_{t-i} + \sum d_i X_{t-i} + u_{2t} \quad (6)$$

As variáveis X e Y devem ser estacionárias. Se os coeficientes defasados de Y são conjuntamente diferentes de zero na equação (5), pode-se dizer que Y causa Granger X. Se os coeficientes defasados de X são conjuntamente diferentes de zero na equação (6), pode-se dizer que X causa Granger Y.

O grande salto dado, quanto ao emprego do conceito desenvolvido por Granger na transmissão de preços agrícolas, foi dado por Bishop. Ele empregou uma versão do teste de Granger desenvolvido por Sims (1972). Nesta versão, há a estimação de duas equações envolvendo as duas variáveis testadas e, em cada equação, uma variável é a variável dependente e é estimada utilizando-se os valores passados, correntes e futuros da variável independente. Assim, tem-se:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_t + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} Z_{t+i} + \sum_{k=1}^m \alpha_{3k} Z_{t-k} + \sum_{j=1}^{m-1} \alpha_{4j} D_j + \alpha_5 T + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

$$Z_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} y_{t+i} + \sum_{k=1}^m \beta_{3k} y_{t-k} + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{4j} D_j + \beta_5 T + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

Y e Z = variáveis testadas;

T = tendência determinista;

D_j = variáveis dummy;

ε_{it} = erros aleatórios.

As hipóteses nulas são:

$$H_0 : 1) \alpha_{21} = \alpha_{22} = \dots = \alpha_{2m} = 0 \quad (9)$$

$$2) \beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{2m} = 0 \quad (10)$$

A estatística do teste é calculada outra vez empregando-se a estatística F em que as equações irrestritas e restritas correspondem a (7) e a (8), respectivamente, com e sem as variáveis futuras. Assim:

$$F = \frac{[SQR(\text{restrito}) - SQR(\text{irrestrito})]/q-p}{SQR(\text{irrestrito})/(T-q)} \sim F_{q-p, T-q} \quad (11)$$

em que:

SQR = soma dos quadrados dos resíduos;

q= número de parâmetros estimados no modelo irrestrito;

p= número de parâmetros estimados no modelo restrito;

T = número de observações.

Se as duas hipóteses nulas forem rejeitadas, há relação bi-causal entre Y_t e Z_t . Se as duas hipóteses não forem rejeitadas, há ausência de causalidade. Se (9) for rejeitada e (10) não for, há causalidade de Y_t para Z_t e, se (9) não for rejeitada e (10) for rejeitada, há causalidade de Z_t para Y_t .

Porém, segundo Coelho (2002), a partir dos anos 1990, a metodologia Bishop-Sims vem perdendo espaço para a análise de co-integração. As críticas dirigidas a essa abordagem estão relacionadas ao pouco cuidado destinado aos custos de transação e a necessidade quase constante de diferenciar as séries de preço analisadas. E esta diferenciação significa uma perda de informação e uma má definição do modelo, caso as variáveis em nível apresentem uma combinação que seja estacionária e restrinja a análise a uma conjuntura de equilíbrio de curto prazo. Outros fatores que favorecem o uso da co-integração em detrimento da metodologia Bishop-Sims é o fato de a primeira ter um tratamento mais cuidadoso com as propriedades das séries temporais utilizadas, além de ela ter facilidade em separar o comportamento de curto e de longo prazo das variáveis.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

A evolução dos preços médios em dólar da madeira em prancha pode ser vista na Figura 4. Observa-se que os preços médios para o mercado nacional vêm, ao longo do tempo, apresentando tendência crescente tanto para os preços de São Paulo como para os do Pará. Em contrapartida, o preço do mercado internacional, representado pelo preço do Canadá, manteve um comportamento estável no mesmo período.

Esse comportamento crescente para os preços nacionais podem apresentar duas hipóteses. A primeira é que a demanda está aumentando sem um acompanhamento proporcional pela oferta do produto e a segunda seria um aumento nos custos de produção.

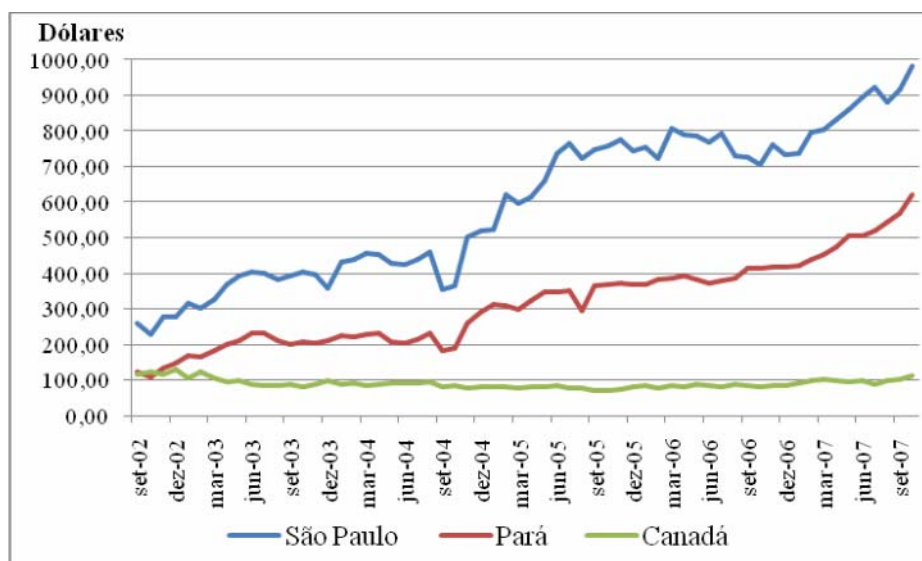


FIGURA 4: Evolução dos preços médios, em dólar, da madeira, no mercado nacional e internacional, no período de setembro de 2002 a outubro de 2007.

Fonte: dados da pesquisa.

O sumário estatístico das séries analisadas encontra-se na Tabela 3. Como sugerido por meio da análise visual, a maior média ficou com os preços de São Paulo e a menor com os preços do Canadá. Os maiores desvios foram apresentados pelas séries de preços do mercado nacional, que sugerem uma maior volatilidade para os preços internos.

TABELA 3: Sumário estatístico para as séries de preços em estudo

Variáveis	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
PMCA*	4,49	0,13	4,26	4,86
PMPA**	5,67	0,40	4,67	6,39
PMSP***	6,33	0,38	5,43	6,87

* Preço médio do Canadá.

** Preço médio do Pará

*** Preço médio de São Paulo

Fonte: dados da pesquisa

O teste de raiz unitária, como pode ser observado na Tabela 4, mostrou que a hipótese nula de que a série não tem raiz unitária foi rejeitada, para as séries dos resíduos da regressão dos dados referentes às médias mensais dos preços da madeira no Canadá, no estado de São Paulo e do Pará. Ou seja, essas séries são não-estacionárias, a 1% de significância. Procedendo-se a primeira diferença nessas séries, verificou-se a ausência de raiz unitária em todas as séries. Dessa forma, tais séries são estacionárias em primeira diferença, ou seja, são integradas de ordem 1, I(1).

TABELA 4: Teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin ampliado para estacionariedade

Variáveis	Valor da estatística	P-valor para o teste KPSS	Lag de defasagem
PMCA	0,47	0,05	1
PMPA	0,20	0,01	1
PMSP	0,27	0,01	1

Fonte: dados da pesquisa.

Como as séries são integradas de mesma ordem, o passo seguinte da análise é testar se uma relação entre elas gera uma série estacionária, o que caracterizaria a co-integração entre as séries.

Para a abordagem de Johansen e Juselius, os valores assumidos pelos autovalores máximos (λ_{\max}) e estatística do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) são obtidos por meio do teste da razão de verossimilhança para determinar o número de vetores co-integrados existentes. Os resultados para este teste estão apresentados na Tabela 5.

TABELA 5: Resultados do teste de co-integração de Johansen e Juselius.

Teste para o rank de co-integração					
		Máximo autovalor	Traço		
(H ₀)	(H ₁)	λ_{\max}	Valor crítico	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor crítico
r = 0	r = 1	31,52	28,85	21,07	20,44
r = 1	r = 2	17,95	8,41	14,90	8,18

Fonte: dados da pesquisa.

O teste de co-integração, apresentado na Tabela 5, mostra que as três séries são co-integradas no curto prazo, a 1% de nível de significância, porém, não são co-integradas no longo prazo, ou seja, não se identificaram relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços. Eles não apresentam determinação de maneira interdependente. Alterações de preços em um mercado não são repassadas aos preços de outros mercados.

É importante ressaltar que, em níveis de significância maiores, como o de 10%, a estatística de autovalores indicou a existência de, pelo menos, um vetor co-integrado para as séries em estudo. Os dados não foram reportados porque a literatura, habitualmente, considera como padrão o nível de 5%.

Todos os modelos obtidos foram modelos de curto prazo, uma vez que a avaliação da significância do componente de longo prazo mostrou que este não é estatisticamente significativo para as três séries. Destaca-se que, mesmo as

estimações para a análise de co-integração segundo metodologia Johansen, conforme estatísticas de teste do traço e do máximo autovalor, não foi possível aceitar a hipótese de existência de um vetor co-integrante. Em um caso em que se aceitaria a hipótese nula de existência de um vetor co-integrante, para a equação do preço da madeira, ainda assim, o vetor não foi estatisticamente significativo para o modelo final de correção de erros.

Como visto anteriormente no referencial teórico, para a constatação da existência da LPU seria necessária a constatação de uma relação de longo prazo para as séries em estudo. A justificativa para os resultados encontrados pode ser pautada no fato de existir uma variação nas espécies de madeira comercializada em cada uma das regiões analisadas, o que pode fazer com que elas não sejam comercializadas em um mesmo mercado consumidor e gerar a inexistência de arbitragem, visto que os mercados podem ser considerados autárquicos.

Tendo em vista a consideração feita a respeito de uma possível co-integração a 10% de significância, realizou-se, para fins investigativos, o teste de causalidade no sentido de Granger. Os resultados são reportados no Quadro 1 e mostram que o preço da madeira paraense sofre influência do preço do Canadá e que o preço da madeira paulista sofre influência do preço do Pará. Também é possível verificar que o preço do Canadá não sofre influência de nenhum dos preços nacionais, assim como São Paulo não influencia os preços do Pará e nem do Canadá, ou seja, não há transmissão de choques aleatórios do preço doméstico para o preço do Canadá, nem do preço de São Paulo para o preço do Pará, assim como do preço do Canadá para o de São Paulo.

Observou-se, também, que não há evidência de causalidade direcional, no sentido Granger, entre as séries de preço da madeira.

QUADRO 1 Resultados do teste de causalidade de Granger

Variável	Integração
PMCA causa Granger PMPA	Verdadeiro*
PMCA causa Granger PMSP	Falso*
PMPA causa Granger PMCA	Falso*
PMPA causa Granger PMSP	Verdadeiro*
PMSP causa Granger PMCA	Falso*
PMSP causa Granger PMPA	Falso*

*Significativo, a 1%.

Fonte: dados da pesquisa.

Assim, pode-se observar uma maior relação espacial entre os preços do mercado interno e nenhuma transmissão na direção do mercado nacional para o mercado internacional.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados dos testes de co-integração indicam que há relação expressiva de equilíbrio de curto prazo, mas que não há de longo prazo, tanto entre o preço internacional da madeira quanto o preço nacional. Um dos motivos que podem ter contribuído para essa situação é o tipo de madeira que compôs a média dos preços canadenses ser diferente do tipo que compôs a média brasileira.

Esse resultado permite verificar que as informações entre os agentes dessa cadeia não são difundidas rapidamente, impossibilitando que os mecanismos de arbitragem e a LPU funcionem como o esperado. Dadas as características do mercado, que disponibiliza poucas informações e ainda possui muitas negociações que são informais e clandestinas, a hipótese de não integração dos mercados já havia sido levantada. O que poderia contribuir para a integração seria uma maior divulgação de dados sobre o mercado do setor florestal.

Outra medida a ser tomada em benefício do mercado brasileiro de madeira é o estabelecimento de indicadores de mercado, uma vez que estes trabalham no sentido de viabilizar o melhor emprego de recursos escassos, potencializando a satisfação das ilimitadas necessidades humanas, posto que, eles mensuram as tendências do mercado.

As causas da não observação do funcionamento da Lei do Preço Único podem ser explicadas pela ausência de concorrência perfeita nos mercados e, principalmente, pela existência de obstáculos à arbitragem eficiente, como, por exemplo, a indisponibilidade de informações a todos os agentes negociadores no setor.

Diante das conclusões expressas acima, esta pesquisa pode servir de referência para a criação de procedimentos que visam o melhoramento da gestão

da cadeia produtiva da madeira como um todo, podendo ser, também, um ponto de partida para a construção dos indicadores de mercado.

Para estudos futuros, sugere-se agregar informações sobre o comércio de madeira entre as regiões, a fim de se identificar a extensão, o padrão e o grau de integração do mercado brasileiro e mundial da madeira. Estudos sobre a dinâmica espacial de ajustamento de preços nesse mercado também contribuirão para o melhor entendimento do funcionamento dele. Sugere-se, ainda, o exame das relações entre os mercados dos vários tipos de produtos oriundos da madeira.

O estudo encontrou a limitação da falta de dados nacionais para uma série temporal maior. Os dados que se referem ao mercado do setor florestal ainda são raros e a maioria das instituições que os divulga não possui periodicidade fixa para a liberação dos mesmos. Dessa forma, não é possível estabelecer uma seqüência considerável de dados.

Este problema também foi encontrado por outros autores que estudaram o setor. Alguns estudos que também se deparam com a indisponibilidade de dados são os de Perez & Bacha (2007), Noce et al (2003), Lima (1972), Bacha & Barros (2004) e Simioni & Santos (2004).

Diante desta limitação ao estudo, sugere-se que os resultados sejam olhados com cautela, pois, para uma melhor inferência sobre a movimentação dos mercados nacional e internacional da madeira, seria necessária uma série de dados maior.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABICHT, A. de M.; ZAMBERLAN, C. O.; MASSING, J.; CUNHA, J. T. da; FALLER, L. P. Percepção do cliente quanto aos móveis produzidos com madeiras oriundas de reflorestamentos. **Revista Eletrônica de Contabilidade**, Santa Maria, v. 3, n. 2, dez. 2007. Disponível em: <http://w3.ufsm.br/revistacontabeis/anterior/artigos/vIIIIn02/percepcao_do_cliente_quanto_ao_moveis_produzidos_com_madeiras_oriundas_de_reflorestamentos.pdf>. Acesso em: 18 dez. 2007.

ALMEIDA, E. L. F.; SILVA, C. M. S. Formação de um mercado internacional de etanol e suas inter-relações com os mercados de petróleo e açúcar. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENERGIA, 11, 2006, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro, RJ, 2006. p.525-540. CD-ROM.

AMORIM, S. R. **Testes de características comuns em mercados latino-americanos**. 2000. Dissertação (Mestrado em Economia) - Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PRODUTORES DE FLORESTAS PLANTADAS. **Estatísticas**. Disponível em: <www.abraflor.org.br>. Acesso em: 24 jul. 2006.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE SILVICULTURA. **Fatos e números do Brasil Florestal**. São Paulo, 2006. Acesso em: 15 jan. 2008. Disponível em: <<http://www.sbs.org.br/FatoseNumerosdoBrasilFlorestal>>. Acesso em: 18 nov. 2007.

ASSOCIAÇÃO MINEIRA DE SILVICULTURA. **Negócio florestal**. Disponível em: <<http://www.showsite.com.br/silvimirinas/html/index.asp?Metodo=ExibirDet&Grupo=2%20&SubGrupo=14>>. Acesso em: 4 fev. 2008.

ASSOCIAÇÃO SUL-MATO-GROSSENSE DE PRODUTORES E CONSUMIDORES DE FLORESTAS PLANTADAS. Reflore MS. **Fatos e números do Brasil florestal**: resumo. 2006. Disponível em: <http://www.reflore.com.br/exibe.php?id=71&cod_editorial=2&url=noticias.php&pag=0&busca=>>. Acesso em: 28 jan. 2008.

ARDENI, P.G. Does the law of one price really holds for commodity prices? **American Journal of Agriculture Economics**, v.71, p.661-669, 1989.

AVILÉS, R.M.; MIRANDA, R.M.A.C.; SHIRLEN, T.S.; VALVERDE, S.R. Caracterização do setor florestal: uma abordagem comparativa com outros setores da economia. **Ciência Florestal**, Santa Maria, RS, v.15, n.1, p.105-118, 2005.

BACHA, C.J.C.; BARROS, A.L.M. de. Reflorestamento no Brasil: evolução recente e perspectivas para o futuro. **Scientia Forestalis**, n.66, p.191-203, dez. 2004.

BAFFES, J. Some further evidence on the law of one price: The law of one price still holds. **American Journal of Agriculture Economics**, v.73, p.1264-1273, 1991.

BAHIA, L.D. **Grau de monopólio e testes de Granger**: causalidade entre custos e preços na indústria brasileira (1978-1998). Brasília: Ministério do Planejamento e Orçamento/Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2000. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_2000/td_770.pdf>. Acesso em: 18 nov. 2007.

BARRET, C.B. Market analysis methods: are our enriched toolkits well-suited for enlivened markets? **American Journal of Agriculture Economics**, v.78, p.825-829, 1996.

BARROS, J.R.M.; GRAHAM, D.H. A agricultura brasileira e o problema da produção de alimentos. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.8, n3, p.695-726, 1978.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Instituto Interamericano de Cooperação para a Agricultura. Secretaria de Política Agrícola. **Cadeia produtiva de madeira**. BUAINAIN, A.M.; BATALHA, M.O. (Coord.). Brasília: MAPA/IICA/SPA, 2007. 84p. (Agronegócios, 6).

CARNEIRO, F.G.A. **Metodologia dos testes de causalidade em economia**. Brasília: UnB. Departamento de Economia, 1997 (Série Textos Didáticos, 20). Disponível em: <<http://www.unb.br/face/eco/textos/causal.pdf>> Acesso em: 20 dez. 2007.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. **Economia florestal**. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/florestal/>>. 2007. Acesso em: 15 dez. 2007.

CHAGAS, C.F.; BACHA, C.J.C. Análise dos determinantes dos preços da prancha de eucalipto no Estado de São Paulo. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA, 43., 2005, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto, SP: SBES, 2005. p.1-19. CD-ROM.

COELHO, A.B. **A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos**. 2002. 136p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade de São Paulo. FEA São Paulo.

COSTA, S.M.A.L.; FERREIRA FILHO, J.B.S. Liberação comercial no Brasil e integração nos mercados de commodities agrícolas: os mercados do algodão, milho e arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.38, n.2, p.41-70, Brasília, 2000.

DIAS, D.F.; KRETZMANN, C.K.; ALVES, A.F.; PARRÉ, J.L. Análise de transmissão de preço para o leite paranaense utilizando modelos de séries temporais. **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente**, Maringá, PR, v.1, n.1, p.9-24, 2008.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Nova York: J. Wiley, 1995.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimations and testing. **Econometrica**, v.55, p.251-266, 1987.

FACKLER, P.L.; GOODWIN, B.K. Spatial price analysis. Chapter 17 in **Handbook of Agricultural Economics**, p.1-59, Aug. 2000.

FACKLER, P.L.; GOODWIN, B.K. Spatial price analysis. In: RAUSSER, G.; GARDEN, B. (Ed.). **Handbook of agricultural economics**. Vol. 1B. North-Holland, 2001

FAMINOW, M.D.; BENSON, B.L. Integration of spatial markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v.72, n.1, p.49-62, 1990.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **Séries gratuitas**. Disponível em: <http://www.fgvdados.fgv.br/dsp_series.asp>. Acesso em: 15 dez. 2008.

FERNANDES, M.; TORO, J. **O mecanismo monetário de transmissão na economia brasileira pós-Plano Real**. Rio de Janeiro: FGV/EPGE, 2002. p.33. (Ensaio Econômico, 443)

FONTES, A.A.; SILVA, M.L. da; LIMA, J.E. de. Integração espacial no mercado mineiro de carvão vegetal. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v.29, n.6, p.937-946, 2005.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. **Faostat-Forestry**: statistics. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/site/381/default.aspx>> Acesso em: 10 jan. 2008.

GOODWIN, B.K. Multivariate cointegration tests and the law of one price in international wheat markets. **Review of Agriculture Economics**, v.14, p.117-124, 1992.

GOODWIN, B.K.; PIGOTT, N.E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agriculture Economics**, v.83, n2, p.302-317, 2001.

GRANGER, C.W.J.; NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. **Journal of Econometrics**, v.26, p.1045-1066, 1974.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. 3.ed. São Paulo: Makron Books, 2000.

HENDRY, D.G. **Extensible information-seeking environments**. 1996. Dissertation. The Robert Gordon University, Aberdeen, Scotland.

HENDRY, D.F.; JUSELIUS, K. **Explaining cointegration analysis**. 1999. Part I e II.

HOLLAND, M.; GIEMBINSKY, R.C. Comportamento do preço no complexo soja: um estudo de causalidade e cointegração In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro. **Anais...** Porto Seguro, BA: ANPEC, 2003.

HOMEM DE MELO, F.B. **Agricultura brasileira: incerteza e disponibilidade de alimentos**. 1978. Tese (Livre Docência) – Universidade de São Paulo. FEA, São Paulo.

INVISTA no Canadá: **processamento de madeira**. Disponível em: <<http://invest.atomicmotion.com/pt/industry-sectors/wood-processing.aspx>>. Acesso em: 15 dez. 2007.

ISARD, P. How far can we push the law of one price. **American Economic Review**, v.67, p.942-948, 1977.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v.59, p.1551-1580, 1991.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with application to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, p.169-210, 1990.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for UK. **Journal of Econometrics**, v.53, p.211-244, 1992.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v.44, p.159-178, 1992.

LEAL, R.P.; BOCATER, P.F. Causalidade nos mercados de ações latino americanos. **Revista Eletrônica de Administração**, v.9, n.2, mar./abr. 2003.

LEONEL, M.H.N.M. Novos indicadores para florestas plantadas. **Bracelpa News**. Informativo da Associação Brasileira de Celulose e Papel, São Paulo, v.8, n.647, 2007. Disponível em: <<http://www.bracelpa.org.br/bra/news/pdf/647.pdf>>. Acesso em: 04 fev. 2008.

LIMA, W. de P. Urban pressure upon the forest: the example of São Paulo. In: CONGRESSO FLORESTAL MUNDIAL, 7., 1972, Buenos Aires. **Anais...** Buenos Aires: Congresso Florestal Mundial, 1972.

MACQUEEN, D.; GRIEG-GRAN, M.; LIMA, E; MACGREGOR, J.; MERRY, F.; PROCHNIK, V.; SCOTLAND, N.; SMERALDI, R.; YOUNG, C. **Exportando sem crises: a indústria de madeira tropical brasileira e os mercados internacionais**. Londres: International Institute for Environment and Development, 2004. (Small and Medium Forest Enterprises Series, 1).

MADDALA, G.S. **Introduction to econometrics**. 2.ed. New York: Macmillan/J. Wiley, 1992.

MARGARIDO, M.A.; BUENO, C.R.F.; MARTINS, V.A.; CARNEVALLI, L.B. Análise dos efeitos preço e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro. **Anais...** Porto Seguro: ANPEC, 2003. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/D61.pdf>>. Acesso em: 1 out. 2007.

MCNEW, K.P.; FACKLER, P.L. Testing market equilibrium: is cointegration informative? **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 22, p.191-207, 1997.

MESQUITA, J.M. C. de; REIS, A.J. dos; REIS, R.P.; VEIGA, R.D.; GUIMARÃES, J.M.P. Mercado de café: variáveis que influenciam o preço pago ao produtor. **Revista Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.24, n.2, p.379-386, abr./jun. 2000.

NOCE, R.; CARVALHO, R.M.M.A.; SOARES, T.S.; SILVA, M.L. da. Desempenho do Brasil nas exportações de madeira serrada. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v.27, n.5, set./out. 2003.

NOCE, R.; SILVA, M.L. da; CARVALHO, R.M.M.A.; SOARES, T.S. Concentração das exportações no mercado internacional de madeira serrada. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v.29, n.3, maio/jun. 2005.

NOGUEIRA, F.T.P. **Integração espacial e efetividade do “Hedge” no mercado brasileiro de café arábica**. 2001. 147p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

NOGUEIRA, F.T.P.; AGUIAR, D.R.D.; LIMA, J.E. de. Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v.15, n.2, p.91-112, maio/ago. 2005.

PARÁ apresenta reservas promissoras REMADE – **Revista da Madeira**, v.13, n. 72 maio 2003. Disponível em: <http://www.remade.com.br/pt/revista_materia.php?edicao=72&id=358>. Acesso em: 20 dez. 2007.

PEREZ, P.L.; BACHA, C.J.C. Comercialização e comportamento dos preços da madeira serrada nos estados de São Paulo e Pará. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v.54, n.2, p.103-119, jul./dez. 2007.

PLOSSER, C.I.; SCHWERT, G.W. Money, income and sunspots: Measuring economic relationships and the effects of differencing. **Journal of Monetary Economics**, v. 4, p. 637-660, 1978.

RAVALLION, M. Testing marketing integration. **American Journal of Agriculture Economics**, v.68, n.1, p.102-109, 1986.

ROXO, C.A. **Questão florestal e o desenvolvimento**. Proposta de agenda do setor brasileiro e florestas plantadas. BNDES, 2003. Disponível em: <<http://www.bndes.gov.br/conhecimento/seminario/florestal11.pdf>>. Acesso em: 15 ago. 2007.

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

SILVA, C.M.S.; ALMEIDA, E.F. **Formação de um mercado internacional de etanol e suas interrelações com os mercados de petróleo e açúcar**. Rio de Janeiro: UFRJ. Instituto de Economia. Grupo de Economia da Energia, 2006. Disponível em: <http://www.gee.ie.ufrj.br/publicacoes/pdf/2006_form_mercado.pdf>. Acesso em: 23 nov. 2007.

SILVA FILHO, O.C. da; FRASCAROLI, B.F.; MAIA, S.F. Transmissão de preços no mercado internacional da soja: uma abordagem pelos modelos armax e var. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal. **Anais...** Natal, RN: ANPEC, 2005. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A145.pdf>>. Acesso em: 15 fev. 2008.

SILVA JÚNIOR, L.H.; LIMA, R.C.; SAMPAIO, Y. Inter-relações entre os preços do açúcar no mercado internacional e no mercado do nordeste. In: FÓRUM BNB DE DESENVOLVIMENTO, 2007; ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 12., 2007. Disponível em: <<http://www.banconordeste.com/content/aplicacao/Eventos/ForumBNB2007/docs/inter-relacoes-entre.pdf>>. Acesso em: 10 jan. 2008.

SIMIONI, F.J.; SANTOS, A.J. dos. **Aspectos da política florestal de Santa Catarina**. **Brasil Florestal**, n.79, abr., p.132, 2004.

SIMS, C.A. Money, income and causality. **American Economic Review**, v.62, p.540-552, 1972.

SOUZA, N.J.; STÜLP, V.J. Relações de trocas e causalidade de Granger entre preços pagos e recebidos pela agricultura brasileira, 1986/2004. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.43, n.2, p. 267-285, 2005.

TIMMER, C.P. Corn marketing. In: TIMMER, P. (Ed.). **The corn economy of Indonesia**. Ithaca, NY: Cornell University, 1987.

TONELLO, K.C.; COTTA, M.K.; ALVES, R.R.; RIBEIRO, C. de F.A.; POLLI, H.Q. O destaque econômico do setor florestal brasileiro. In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL DE CIÊNCIA E TECNOLOGIA NA AMÉRICA LATINA, 3., 2006, Campinas. **Anais...** Campinas: Unicamp, 2006.

VIEIRA, L. **Setor florestal em Minas Gerais: caracterização e dimensionamento**. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais, 2004.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)