

Análise econométrica da demanda dos Estados Unidos por moldura de *Pinus* no Brasil

Demand for Brazilian softwood molding by the United States: an econometric study

Alexandre Nascimento de Almeida¹, João Carlos Garzel Leodoro da Silva² e Humberto Ângelo³

Resumo

Este estudo analisa a demanda dos Estados Unidos pela moldura brasileira. O objetivo foi estimar as elasticidades das principais variáveis que afetam a referida demanda. As estimativas foram obtidas através do método de mínimos quadrados ordinários, utilizando séries históricas com periodicidade trimestral coletadas entre os anos de 1994 e 2007. Os resultados indicaram respostas: elástica ao preço, altamente elástica a renda, unitária para o preço da moldura chilena, altamente inelástica para o preço da moldura canadense e inelástica para as expectativas. Concluiu-se com base em séries históricas que: o mercado americano dispõe de bons substitutos a moldura brasileira e uma redução no seu preço pode trazer vantagens competitivas; o Brasil é altamente dependente de uma expansão econômica dos EUA para aumentar sua parcela de mercado; o produto Canadense foi identificado pelo mercado dos EUA como diferente ao brasileiro; já a relação com o Chile foi de acirrada concorrência; o comportamento das expectativas apresentou uma relação direta, ou seja, um aumento das importações no presente leva a uma expectativa de aumento das importações no futuro.

Palavras-Chave: Demanda, exportações, moldura, modelo econométrico.

Abstract

This study aims to determine the demand for Brazilian softwood molding (SM) by United States estimating the elasticity of the main variables that affect the demand. The estimate was obtained by the method of Ordinary Least Squares (OLS) using quarterly historical data between 1994 and 2007. The results indicated that the SM from Chile is a good substitute for Brazilian SM while the Canadian SM not, that is, Brazil and Chile are acting in the same segment in the U.S. market, while Canada is acting in another. At the same time, it was found that Brazilian SM sector is highly dependent of American income to increase its exports to that country.

Keywords: Demand, export, molding, econometric model.

INTRODUÇÃO

Os produtos florestais encontram-se entre os dez mais negociados no mundo, movimentando cifras próximas a US\$ 130 bilhões, ou 2,2% de todas as negociações internacionais (TOMASELLI, 2003). A alta participação dos produtos florestais no mercado internacional deve-se ao fato de que a madeira é insumo de um considerável número de produtos de valor agregado, entre eles, as molduras.

Entretanto, no fim de 2008, depois de um forte crescimento, o mundo aprofundou-se em

uma crise mundial originada nos Estados Unidos da América (EUA), mais especificamente em seu mercado da construção civil, culminada com a quebra de bancos daquele país, o que, por consequência, afetou fortemente o comércio global e de produtos de base florestal.

Para Ferreira (2009), o crescimento mundial nos últimos 10 anos foi uma quebra de paradigma. Segundo o autor, o mundo vinha crescendo a taxas muito acima da média histórica, sobretudo em um grupo limitado de países do leste da Ásia, (China, Índia, Malásia e outros), que cresciam acima de 8% ao ano, em média. Mesmo os

¹Eng. Florestal, Doutorando em Ciências Florestais pela Universidade Federal do Paraná/UFPR – Av. Lothário Meissner, 900 – Jardim Botânico – Campus III – 80210-170 – Curitiba, PR - E-mail: alexfloresta@pop.com.br

²Eng. Florestal, Professor Doutor do Departamento de Economia Rural e Extensão da Universidade Federal do Paraná/UFPR – Av. Lothário Meissner, 900 – Jardim Botânico – Campus III – 80210-170 – Curitiba, PR - E-mail: garzel@ufpr.br

³Eng. Florestal, Professor Doutor do Departamento de Engenharia Florestal da Universidade de Brasília/UnB – Faculdade de Tecnologia. Cx. P. 04357 – Asa Norte – 70919-970 - Brasília, DF - E-mail: humb@unb.br

países desenvolvidos estavam num ritmo bem superior a 1,5% e 2% que é a média histórica dos últimos 150 anos.

Apesar da crise, é inegável que os Estados Unidos continuará a ser o país que determinar o crescimento mundial, e para o setor de base florestal não é diferente. Os EUA são os maiores consumidores de produtos florestais do mundo, correspondendo, segundo a Food and Agriculture Organization – FAO (2009), a aproximadamente 19% do consumo mundial.

A grande dependência americana é principalmente para produtos de madeira sólida. Ao contrário do segmento de papel e celulose norte-americana, que apresentou um déficit insignificante em 2007, o setor do processamento mecânico registrou um déficit de aproximadamente oito bilhões de dólares, valor esse quatro vezes superior aos US\$ 2 bilhões exportados de produtos de madeira sólida pelo Brasil no mesmo ano (FAO, 2009).

Porém, conquistar este mercado é uma atividade complexa. Para isso o Brasil precisa ser competitivo e superar grandes players mundiais, como Canadá, China, Chile e Alemanha. Entre esses se destacam o Canadá, maior exportador para os EUA, e o Chile, país que vende produtos com qualidade similar ao produto brasileiro e concorre pelo mesmo nicho de mercado.

O Canadá, maior exportador de produtos de base florestal do mundo, apresenta grande vantagem pela proximidade além de ser integrante do NAFTA. Por outro lado, há um acordo bilateral entre estes países para a redução das exportações canadenses. Em 2007, o Canadá respondeu por 12% do valor mundial negociado de produtos sólidos de madeira e, só com os EUA, foram negociados aproximadamente 82% deste valor (FAO 2009 e UNITED NATIONS COMMODITY TRADE STATISTICS DATABASE, 2009).

O Chile, apesar de possuir uma economia relativamente pequena, é um grande exportador de produtos de base florestal. Com um PIB de US\$ 161 milhões, 44º maior economia do mundo, encontra-se como o 12º maior exportador de produtos sólidos de madeira, apenas uma posição atrás do Brasil, que é a 9ª maior economia mundial (FAO, 2009 e IPIB, 2009).

Quando analisado o segmento de molduras no mercado americano, o Chile torna-se o competidor mais importante, visto que os importadores americanos compraram 43% do valor exportado da moldura chilena, enquanto para o Brasil este valor foi de 36% em 2007 (DOC, 2008).

Exclusivamente para o mercado de molduras, em 2007, o Brasil ultrapassou o Chile nas exportações para os EUA, sendo o maior exportador deste produto para o mercado americano. As exportações brasileiras de molduras para os EUA em 2007 foram cerca de 215 milhões de dólares, 3% superior ao valor alcançado pelo Chile de US\$ 204 milhões e quase quatro vezes superior ao valor canadense de US\$ 44 milhões. Em 2007, Brasil, Chile e Canadá responderam por 73% das importações dos EUA de molduras (DOC, 2008).

Portanto, para manter esta posição e até aumentar a participação no mercado americano, torna-se importante conhecer como os fatores afetam a competitividade brasileira naquele mercado.

Sendo assim, para apoiar este entendimento, este estudo procurou estimar as elasticidades das variáveis que afetam a demanda (preço, renda, preço de bens relacionados e expectativas) dos EUA pela moldura fabricada no Brasil. Especificamente procurou-se:

- Analisar a importância do preço para a conquista do mercado de molduras dos EUA.
- Avaliar a dependência brasileira pela expansão econômica dos EUA na conquista daquele mercado.
- Identificar a relação histórica entre o Brasil e dois países altamente importantes no setor de base de florestal, Chile e Canadá.
- Analisar a relação das expectativas dos consumidores dos EUA pela moldura brasileira.

METODOLOGIA

Referencial Teórico

Segundo Mankiw (2001), as principais variáveis que afetam a demanda de um produto são: preço, renda, preço de bens relacionados (substituto ou complementar), gostos, preferências e expectativas.

O modelo econométrico explicativo da demanda americana pela moldura brasileira é demonstrado na equação 1. Exceto pela desconsideração da variável gosto e preferência por falta de dados, as séries utilizadas representaram as principais variáveis que afetam a demanda de um bem.

$$\ln DM_t^{EUA} = \alpha_1 + \alpha_2 \ln P_t + \alpha_3 \ln R_t + \alpha_4 \ln PBR_t + \alpha_5 \ln DM_{t-1}^{EUA} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde:

DM_t^{EUA} = Demanda de moldura pelos EUA do Brasil

P_t = Preço pago pelo EUA para moldura Brasileira
 R_t = Renda Americana
 PBR_t = Preço do bem relacionado chileno (PBRtC) e canadense (PBRtCa)
 DM_{t-1}^{EUA} = Expectativas do consumidor dos EUA
 ε_t = termo de erro da equação

Naturalmente, outras variáveis afetam a demanda de molduras pelos EUA como, por exemplo: a taxa de juros, a distribuição de renda, outros países concorrentes como a China e a Argentina, os gostos e preferências dos consumidores, as tarifas de importação, os acordos comerciais, entre outras. Os motivos que levaram a omissão dessas variáveis na função foram: problemas de multicolineariedade, dificuldade de obtenção de dados na periodicidade requerida, simplicidade do modelo e a percepção de menor importância de algumas variáveis pelos autores. Porém, sugerem-se outras pesquisas que busquem analisar o efeito das variáveis omitidas através de métodos econométricos ou outras técnicas.

Conforme Gujarati (2000), um modelo nunca pode ser uma descrição completamente precisa da realidade. Para descrever a realidade, talvez tenhamos de desenvolver um modelo tão complexo que terá pouco uso prático. Segundo Koutsoyiannis (1978), normalmente, nós introduzimos explicitamente na função, apenas as variáveis explicativas mais importantes (quatro ou cinco). A influência de fatores menos importante é levada em conta pela introdução no modelo de uma variável aleatória, normalmente expressado pelo termo de erro da equação (ε_t). A avaliação do termo de erro é feita pelos testes econométricos ou de segunda ordem.

As hipóteses assumidas respeitaram a lei de demanda demonstrada na Tabela 1. Para a análise estatística admitiu-se significativos aqueles valores com um nível de até 5%.

Tabela 1. Hipóteses referentes aos parâmetros.
Table 1. Hypotheses regarding to the parameters.

Coeficiente	Variáveis e Constante	Sinal Esperado	Nível de Significância Considerado
α_1	Cte^1	-	nt^2
α_2	P_t	< 0	
α_3	R_t	$\neq 0$	5%
α_4	PBR_t	$\neq 0$	
α_5	E_t	> 0	

Fonte: Elaborado pelos autores

Nota: Cte¹ (constante) e nt² (não testado)

Conforme a lei de demanda, é esperada uma relação negativa entre o volume importado e o preço do produto brasileiro e entre o volume importado e o preço de bens complementares; e positiva com a renda americana, preço de bens substitutos e expectativas (MANKIW, 2001).

Teoricamente, uma relação indireta entre a demanda e renda é possível, desde que se trate de um bem inferior. Devido à falta de um embasamento teórico consistente a este aspecto, não foi estabelecido à direção do efeito da renda e, nestes casos, é utilizado o teste *t* bicaudal. Devido ao mesmo motivo, foi aplicado o teste *t* bicaudal para avaliação estatística da influência do preço das molduras chilena e canadense.

Conforme Perobelli *et al.* (2000), qualquer decisão sobre a implementação de determinada política econômica deveria levar em conta o impacto das expectativas acerca dessa política nos seus resultados posteriores. Segundo Lucas Junior e Sargent (1996), um agente sábio usaria valores passados e correntes de muitas variáveis endógenas e exógenas na construção de um modelo, tendo em vista a formação de expectativas sobre alguma variável.

Similar a Brännlund *et al.* (1985), que buscaram captar a influência das expectativas dos preços futuros através de valores passados da série de preço, buscou-se estimar a expectativa da demanda através de valores defasados da mesma.

A constante não foi testada, pois não faz sentido admitir um valor igual a zero para as variáveis explicativas analisadas. Segundo Hair Junior *et al.* (2005), se os dados usados para desenvolver um modelo não incluir algumas observações em que todas as variáveis independentes assumam valor zero, o termo constante estaria "exterior" aos dados e atuaria apenas para posicionar o modelo. Nesse caso não é necessário testar o termo constante.

Referencial Analítico

O método utilizado na estimativa da equação 1 foi o dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e a forma funcional empregada foi à logarítmica devido à possibilidade de obtenção das elasticidades diretamente.

Outras hipóteses testadas em modelos econométricos são os testes de segunda ordem (teste dos testes estatísticos). Trata-se de testes que determinam à confiança do critério estatístico e, em particular, dos erros padrões dos parâmetros estimados. Esses testes também ajudam a estabelecer se as estimativas têm as propriedades

desejáveis de não viés, eficiência e consistência (KOUTSOYIANNIS, 1978).

Assim, foram verificadas as hipóteses referentes à ausência de problemas de multicolinearidade, heteroscedasticidade, autocorrelação e especificação. Para tanto, foi analisado o R^2 e as razões t na avaliação da multicolinearidade; aplicado o teste Geary (1970) para autocorrelação, visto que a tradicional estatística d de Durbin-Watson não se aplica em modelos que apresentam componentes auto-regressivos; e aplicado o teste de White (1980) para avaliar a heteroscedasticidade e especificação. A escolha do teste de White (1980) deve-se a sua simplicidade, além de permitir avaliar os dois problemas em conjunto (GUJARATI, 2000).

Banco de Dados

Os dados (Tabela 2) foram coletados com periodicidade trimestral entre os anos de 1994 e 2007, corrigidos através do Índice de Preço do Consumidor nos EUA – CPI e obtidos da seguinte forma e fonte:

- Demanda: volume importado de moldura brasileira pelos EUA (metro linear) (DOC, 2008).
- Preço: razão entre o volume e valor importado (CIF – custo, seguro e frete) pelos EUA para a moldura do Brasil, (US\$/metro linear) (DOC, 2008).
- Renda: Produto Interno Bruto Real dos EUA, (US\$ Bilhões) (IPEA, 2009).
- Preço de Bens Relacionados: foi considerado o preço da moldura importada pelos EUA do Canadá e Chile. As séries foram obtidas através das respectivas razões entre o volume e valor importado (US\$/metro linear) (DOC, 2008).
- Expectativas: similar a Brännlund *et al.* (1985), foi considerado o volume importado defasado em um período como proxy das expectativas (metro linear) (DOC, 2008).

RESULTADOS E DISCUSSÕES

O modelo ajustado da demanda americana pela moldura brasileira é apresentado na equação 2.

$$\ln \hat{DM}_t^{EUA} = -14,33 - 1,24 \ln P_t + 2,07 \ln R_t + 1,02 \ln PS_t^C - 0,27 \ln PS_t^A + 0,71 \ln E_{t-1}^B + \varepsilon_t \quad (2)$$

Teste t	(-1,66)	(5,16)	(2,07)
	(3,16)	(-2,09)	(10,97)
$n = 56$	$R^2_{aj} = 0,98$		$F = 554,1$

Todas as variáveis apresentaram a direção de seus sinais conforme o esperado e foram estatisticamente significativas a 1% de probabilidade.

O coeficiente de determinação ajustado (R^2_{aj}) foi considerável, onde a variação total explicada pelo modelo é de 98%.

A hipótese conjunta de que todos os coeficientes são simultaneamente iguais à zero, avaliada pelo teste F, foi rejeitada a 1% de probabilidade.

Aparentemente, o modelo não apresentou problemas de multicolinearidade. Segundo Gujarati (2000), uma regra prática para detectar a multicolinearidade é quando deparamos com um alto R^2 e poucas razões t significativas, o que não ocorreu.

O modelo especificado também não apresentou problemas de autocorrelação, heteroscedasticidade e especificação. Os testes de Geary (1970) e White (1980) rejeitaram a presença de autocorrelação, heteroscedasticidade e erro de especificação a um nível de 1% de significância.

Os resultados indicaram um coeficiente elástico ao preço da moldura brasileira, altamente elástico a renda americana, elasticidade unitária para o preço da moldura chilena, altamente inelástico para o preço da moldura canadense e inelástico para as expectativas.

Ao analisar o resultado da elasticidade preço da moldura brasileira, é verificado que esta apresenta bons substitutos e uma redução no seu preço pode levar a um ganho mais do que proporcional no mercado de moldura dos EUA, quando analisado isoladamente, ou seja, *ceteris paribus*. Isto indica que a estratégia de redução de preços pode levar a ganhos de mercado e de renda pelas empresas brasileiras, visto a elasticidade destas variáveis. Porém, é claro que a médio e longo prazo esta estratégia tem seus limites, dado inicialmente pela linha de custos (abaixo desta não é estrategicamente interessante), bem como as elasticidades podem se modificar ao longo do tempo.

Outro ponto negativo pode ser a percepção pelos importadores americanos que as empresas brasileiras de molduras de pinus são produtoras de molduras de preço baixo, o que tende a levar a associar a baixa qualidade e, portanto, atuar obrigatoriamente nestes segmentos, o que pode impedir a entrada em segmentos de molduras de alto preço. Portanto, apesar de, inicialmente, ser interessante realizar uma estratégia de reduções de preço, as empresas brasileiras devem verificar se a médio e longo prazo esta estratégia não será um fator de queda de competitividade no mercado americano.

Tabela 2. Banco de dados utilizados**Table 2.** Used database.

Período	DM _t ^{EUA} (ml)	P _t (US\$/ml)	PBR _t ^C (US\$/ml)	PBR _t ^{CA} (US\$/ml)	R _t (US\$ Bilhões)	DM _{t-1} ^{EUA} (ml)
1994 T1	202.978	1,15	0,65	1,92	9.879,65	131.027
1994 T2	202.291	1,14	0,67	1,83	9.987,01	202.978
1994 T3	119.072	2,38	0,69	1,82	10.018,94	202.291
1994 T4	305.910	1,11	0,57	1,63	10.136,15	119.072
1995 T1	207.306	1,01	0,57	1,97	10.145,20	305.910
1995 T2	181.440	1,39	0,57	1,49	10.110,56	207.306
1995 T3	747.745	0,83	0,57	1,59	10.195,96	181.440
1995 T4	1.150.643	0,86	0,57	1,64	10.270,72	747.745
1996 T1	1.392.520	0,90	0,61	1,69	10.315,49	1.150.643
1996 T2	2.221.980	0,85	0,56	1,78	10.418,73	1.392.520
1996 T3	3.097.766	0,61	0,58	1,23	10.482,97	2.221.980
1996 T4	3.012.376	0,72	0,54	1,66	10.585,61	3.097.766
1997 T1	2.785.251	0,76	0,58	1,72	10.663,86	3.012.376
1997 T2	3.535.854	0,83	0,56	1,61	10.800,50	2.785.251
1997 T3	5.236.499	0,65	0,58	1,49	10.929,37	3.535.854
1997 T4	5.136.947	0,72	0,57	1,58	11.002,60	5.236.499
1998 T1	6.651.182	0,68	0,52	1,80	11.122,70	5.136.947
1998 T2	6.765.806	0,68	0,47	1,72	11.155,23	6.651.182
1998 T3	6.128.718	0,71	0,45	1,21	11.280,89	6.765.806
1998 T4	7.815.980	0,58	0,42	1,21	11.452,07	6.128.718
1999 T1	7.794.301	0,67	0,43	1,11	11.551,66	7.815.980
1999 T2	8.751.732	0,70	0,52	0,97	11.576,13	7.794.301
1999 T3	13.269.432	0,78	0,61	1,08	11.679,36	8.751.732
1999 T4	11.271.282	0,78	0,56	1,07	11.864,41	13.269.432
2000 T1	12.473.766	0,62	0,42	1,18	11.883,70	11.271.282
2000 T2	14.976.668	0,57	0,38	1,27	11.995,31	12.473.766
2000 T3	14.306.910	0,58	0,45	1,21	11.948,13	14.976.668
2000 T4	12.155.467	0,50	0,41	2,08	11.994,34	14.306.910
2001 T1	15.727.201	0,50	0,42	2,29	11.961,60	12.155.467
2001 T2	17.630.116	0,58	0,47	1,72	11.965,03	15.727.201
2001 T3	18.407.517	0,63	0,47	2,00	11.956,58	17.630.116
2001 T4	18.391.524	0,58	0,45	1,23	12.098,27	18.407.517
2002 T1	18.934.108	0,54	0,42	1,17	12.181,31	18.391.524
2002 T2	25.412.791	0,51	0,47	1,33	12.159,13	18.934.108
2002 T3	27.417.048	0,56	0,49	1,34	12.224,58	25.412.791
2002 T4	27.768.221	0,53	0,47	1,57	12.260,09	27.417.048
2003 T1	25.226.321	0,50	0,43	1,53	12.268,45	27.768.221
2003 T2	28.590.379	0,46	0,42	1,49	12.368,03	25.226.321
2003 T3	28.069.761	0,47	0,43	2,19	12.596,63	28.590.379
2003 T4	29.199.000	0,50	0,46	2,56	12.745,94	28.069.761
2004 T1	28.004.915	0,51	0,46	3,28	12.841,30	29.199.000
2004 T2	28.927.942	0,63	0,54	3,07	12.887,45	28.004.915
2004 T3	45.646.470	0,80	0,65	2,67	13.029,07	28.927.942
2004 T4	36.539.614	0,83	0,68	2,57	13.137,60	45.646.470
2005 T1	31.736.619	0,64	0,60	3,81	13.279,98	36.539.614
2005 T2	31.678.267	0,60	0,57	3,79	13.280,98	31.736.619
2005 T3	36.386.838	0,55	0,58	3,64	13.378,52	31.678.267
2005 T4	32.502.521	0,56	0,52	3,70	13.466,36	36.386.838
2006 T1	36.743.034	0,64	0,56	4,15	13.667,23	32.502.521
2006 T2	41.408.573	0,69	0,68	2,59	13.637,17	36.743.034
2006 T3	44.438.862	0,74	0,71	2,68	13.676,57	41.408.573
2006 T4	36.884.628	0,62	0,61	2,78	13.924,53	44.438.862
2007 T1	33.650.219	0,51	0,48	3,11	13.948,29	36.884.628
2007 T2	36.145.900	0,53	0,45	2,85	13.904,90	33.650.219
2007 T3	31.985.913	0,60	0,51	2,67	14.069,86	36.145.900
2007 T4	29.274.103	0,59	0,55	2,79	14.080,80	31.985.913

Fonte: DOC (2008) e IPEA (2009)

Verificou-se que a renda americana foi a variável de maior influência nas importações por moldura produzida no Brasil. A ordem de grandeza indica que se a renda dos EUA (PIB) cair em um ponto de porcentagem, a quantidade importada de moldura brasileira decresce o dobro (2,07%).

Estes resultados sugerem uma forte dependência do crescimento dos EUA para a conquista de mercado pelo produto brasileiro ou, em outras palavras, uma baixa capacidade do Brasil conquistar mercado em momentos de baixa expansão econômica através do confronto com a concorrência.

Este fator já pode ser um indicativo das estratégias de redução de preço para o aumento do market-share no mercado americano, bem como explica o porquê da grande queda ocorrida nas importações americanas de softmolding do Brasil nestes últimos meses (outubro 2008 até junho 2009).

Estes resultados apontam que, mantidas constantes todas outras variáveis, um prolongamento da atual crise dos EUA e mundial terá um impacto altamente prejudicial para a indústria brasileira de molduras.

Como exemplos de estudos que procuraram captar o efeito da variável renda na importação de produtos florestais destacam-se: Ângelo *et al.*, (1998); Brasil (2002); Calderon e Ângelo (2005). Estes autores utilizaram proxies da renda e as magnitudes dos resultados variaram bastante, porém, em geral, predominaram efeitos elásticos.

Os resultados indicaram uma relação de concorrência da moldura do Brasil com o produto chileno e, praticamente, uma ausência de relação com o produto canadense pelo mercado dos EUA.

O aumento de 1% no preço da moldura produzida no Chile leva a um aumento de mesma ordem na importação americana pelo produto brasileiro, enquanto um aumento de 1% no preço da moldura canadense leva a uma leve queda das importações de moldura brasileira na ordem de 0,27%.

Estes resultados indicam que o mercado dos EUA identifica a moldura brasileira como similar àquela produzida no Chile e diferenciada daquela de origem canadense. Ou seja, as molduras de pinus brasileiras e chilenas estão no mesmo segmento no mercado americano, enquanto as molduras canadenses estão em outro segmento. Este resultado confirma o esperado visto o diferencial de preço entre as molduras. Enquanto o metro linear das molduras de softwood do Brasil e do Chile teve um valor médio de US\$ 0,55 e

US\$ 0,51 em 2007, o softmolding canadense teve um preço médio de US\$ 2,82 no mesmo ano.

Portanto, se o Brasil desejar futuramente concorrer com a moldura canadense deve verificar como é a dinâmica e as exigências do segmento onde empresas deste país atuam. Não é impossível prever esta estratégia, visto que o potencial do Brasil crescer em produção de molduras é real e podem, portanto, empresas brasileiras atuarem em mais de um segmento no mercado americano, por meios de várias estratégias, com especialização de empresas por segmento, ou estratégias de multi-segmento para a mesma empresa, por exemplo.

O indicativo de ausência de concorrência com a moldura canadense foi esperado. Além da qualidade da madeira utilizada no Brasil ser diferente da canadense, o Canadá, provavelmente, possui uma relação comercial diferenciada com os EUA em função de vários fatores, como: idioma, proximidade, grau de desenvolvimento, leis, hábitos, entre outras. Estes fatores devem ser estudados pelas empresas brasileiras para aumentar sua competitividade naquele mercado.

Conforme Fontes e Barbosa (1991), uma caracterização física semelhante, no caso molduras, não pressupõe, necessariamente, uma concorrência de produtos no mercado. Outros fatores de mercado, tais como: preço, qualidade, garantia de fornecimento, costumes, arranjos políticos, institucionais, creditícios, entre outros, podem ser determinantes na diferenciação de dois produtos. Fora estes, a teoria de marketing mostra que serviços são fatores de alta importância para a diferenciação do produto de uma empresa (ou um país) de outra empresa (país), e que, portanto, não necessariamente a estratégia de preço é a mais adequada.

Segundo Krugman (1980), os fluxos bilaterais de comércio dependem positivamente da renda dos países e negativamente da distância entre eles. Normalmente, os trabalhos que buscam explicar o comércio internacional utilizam as variáveis: distância (Polak, 1996; Smarzynska, 2001; Castilho, 2000; Paz e Franco Neto, 2003; Hidalgo e Vergolino, 1998; Piani e Kume, 2000; Sevela, 2002) e língua (Castilho, 2000; Piani e Kume, 2000).

A relação direta no sinal das expectativas esteve de acordo com Brännlund *et al.* (1985) e Leuschner (1973). O entendimento é que um ano bom seguido de um aumento da quantidade importada no presente leva a uma expectati-

va otimista e um aumento das importações no futuro. Esta variável reflete o posicionamento dos agentes de mercado diante de suas expectativas para todas as variáveis, inclusive aquelas não consideradas no modelo como, por exemplo: os gostos e preferência e a taxa de câmbio. A ordem de grandeza para as expectativas foi de 0,71 pontos de porcentagem, quando a quantidade importada de moldura pelos EUA em um período defasado aumenta 1%.

CONCLUSÕES

- A elasticidade preço acima de unitária para a Demanda indicou que a moldura brasileira enfrenta grande concorrência para ganhar mercado nos EUA e que uma redução do seu preço poderia trazer grande vantagem competitiva.
- O Brasil é altamente dependente do crescimento da economia dos EUA para ampliar as suas exportações de molduras para o mercado americano.
- O Canadá não se mostrou um concorrente à moldura brasileira e, ao contrário, a relação com o Chile indicou intensiva disputa. Além da moldura do Canadá ser produzida com uma madeira de qualidade diferente, o país apresenta uma relação comercial diferenciada com os EUA, fatores estes que contribuem para a diferenciação do produto canadense.
- O efeito das expectativas esteve de acordo com a literatura, onde, um aumento das importações no presente leva a uma expectativa otimista para um aumento das importações no futuro.

REFERÊNCIAS

ÂNGELO, H.; HOSOKAWA, R.T.; BERGER, R.O Brasil no mercado internacional de madeiras tropicais. *Revista Árvore*, Viçosa, v.22, n.4, p.483 – 494, 1998.

BRÄNNLUND, R.; JOHANSSON, P.O.; LOFGREN, K.G. An econometric analysis of aggregate sawtimber and pulpwood supply in Sweden. *Forest Science*, Maryland, v.31, n.3, p.595–606, 1985.

BRASIL, A.A. *As exportações brasileiras de painéis de madeira*. 2002. 74p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba. 2002.

CALDERON, R.A.; ÂNGELO, H. As exportações brasileiras de manufaturados de madeira. *Ciência Florestal*, Santa Maria, v.16, n.1, p.99–105. 2005.

CASTILHO, M.R. *O sistema de preferências comerciais da União Européia*. Brasília: Ipea, 2000. 67p. (Texto para Discussão, n. 742). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/2000/td_0742.pdf>. Acesso em: 30 mai. 2010.

DOC - DEPARTAMENTO DE COMÉRCIO DOS EUA. *Census Bureau, Foreign Trade Statistics*. Disponível em: <<http://www.bea.gov/>>. Acesso em: 15 ago. 2008.

IPEA - INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. *IPEADATA*. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?977666750>>. Acesso em: 15 mai. 2009.

FAO - FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION. *FAOSTAT Forestry*. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/site/626/default.aspx#ancor>>. Acesso em: 15 mai. 2009.

FERREIRA, P.C. O crescimento do Brasil antes da crise não era sustentável. *O Globo*, Rio de Janeiro, 15 mar. 2009. Disponível em: <<https://conteudoclipingmp.planejamento.gov.br/cadastros/noticias/2009/3/15/crescimento-do-pais-antes-da-crise-nao-era-sustentavel/>>. Acesso em: 15 mai. 2009.

FONTES, R.M.O.; BARBOSA, M.L. Efeitos da integração econômica do Mercosul e da Europa na competitividade das exportações brasileiras de soja. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v.29, n.4, p.335-351. 1991.

GEARY, R.C. Relative Efficiency of Count of Sign Changes for Assessing Residual Autoregression in Least Squares Regression. *Biometrika*, Oxford, v.57, p.123–127, 1970.

GUJARATI, D.N. *Econometria Básica*. 3.ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.

HAIR JUNIOR, J.F.; ANDERSON, R.E.; TATHAM, R.L.; BLACK, W.C. *Análise multivariada de dados*. 5.ed. Porto Alegre: Bookman, 2005. 593 p.

HIDALGO, A. B.; VERGOLINO, J. R. O nordeste e o comércio inter-regional e internacional: um teste dos impactos por meio do modelo gravitacional. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v 2, n.4, p.707-725, 1998.

IPIB. Internet Produto Interno Bruto. Disponível em: <<http://www.ipib.com.br/>>. Acesso em: 16 mai. 2009.

- KRUGMAN, P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. **American Economic Review**, Pittsburgh, v.70, 1980.
- KOUTSOYIANNIS, A. **Theory of Econometrics**. 2.ed. New Jersey: Barnes & Noble Books, 1978. 683 p.
- LUCAS JUNIOR, R.E.; SARGENT, T. After Keynesian macroeconomics. In: MILLER, P. J. (Org.). **The rational expectations revolution: readings from the front line**. [S.l.]: Massachusetts Institute of Technology, 1996. p.05-30.
- LEUSCHNER, W.A. An econometric analysis of the Wisconsin Aspen pulpwood market. **Forest Science**, Maryland, v.19, n.1, p.41-46, 1973.
- MANKIW, N.G. **Introdução à Economia: Princípios de Micro e Macroeconomia**. 2.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2001. 831p.
- PAZ, L.S.; FRANCO NETO, A.A. **Brazilian border and Mercosur integration effects: an exploratory assessment using the gravity model**. 21p. 2003. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/paper/anpen2003/c34.htm>>. Acesso em: 30 mai. 2010.
- PEROBELLI, F.F.C.; PEROBELLI, F.S.; ARBEX, M.A. Expectativas Racionais e Eficiência Informacional: Análise do Mercado Acionário Brasileiro no Período 1997-1999. **Revista de Administração Contemporânea - RAC**, Rio de Janeiro, v.4, n.2, p.07-27, 2000.
- PIANI, G.; KUME, H. **Fluxos bilaterais de comércio e blocos regionais: uma aplicação do modelo gravitacional**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. 22p. (Texto para Discussão, n. 749). Disponível em: <http://desafios2.ipea.gov.br/pub/td/2000/td_0749.pdf>. Acesso em: 30 mai. 2010.
- POLAK, J. Is APEC a natural trading bloc ? A critique of the gravity model of international trade. **World Economy**, Nottingham, v.19, p.533-543. 1996.
- SEVELA, M. Gravity type-model of Czech agricultural export. **Agricultural Economics**, Milwaukee, v 48, n.10, p.463-466, 2002.
- SMARZYNSKA, B.K. Does relative location matter for bilateral trade flows? **Journal of Economic Integration**, v.16, n.3. 2001. Disponível em: <www.economics.ox.ac.uk/members/beata.../SmarzynskaJEI.pdf>. Acesso em: 30 mai. 2010.
- TOMASELLI, I. **A participação do Brasil no mercado internacional de produtos florestais**. São Paulo, 2003. Disponível em: <<http://www.abimci.com.br/sistadm/arquivos/31/Part%20Br%20Merc%20Inter.pdf>>. Acesso em: 15 mai. 2009.
- UNITED NATIONS COMMODITY TRADE STATISTICS DATABASE. **UNComtrade**. Disponível em: <<http://comtrade.un.org/db/default.aspx>>. Acesso em: 15 mai. 2009.
- WHITE. H.A. Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test of Heteroscedasticity. **Econometrica**, Princeton, v.48, p.817-818, 1980.

Recebido em 07/12/2009

Aceito para publicação em 14/07/2010