

# Oferta de exportação da celulose brasileira<sup>1</sup>

Naisy Silva Soares<sup>2</sup>  
Márcio Lopes da Silva<sup>3</sup>  
João Eustáquio de Lima<sup>4</sup>

**Resumo** – O setor nacional de papel e celulose contribui, significativamente, para o desenvolvimento socioeconômico do Brasil, pela geração de renda, empregos, impostos e divisas. O presente trabalho teve como objetivo principal estimar uma função de oferta de exportação brasileira de celulose, no período 1983–2006, por meio do modelo autorregressivo vetorial estrutural. Especificamente, pretende-se verificar a relação entre oferta de exportação brasileira de celulose, preço de exportação, preço interno, taxa de câmbio e quantidade produzida internamente, analisando a função de impulso-elasticidade e a decomposição da variância do erro de previsão. Os resultados encontrados mostraram que as exportações brasileiras de celulose são mais sensíveis a variações na quantidade produzida internamente, no preço de exportação e na taxa de câmbio, quando comparado com o preço interno, e que essas variáveis têm maior poder explanatório sobre a quantidade exportada de celulose pelo Brasil.

**Palavras-chave:** Brasil, comércio internacional, modelo autorregressivo vetorial estrutural, produto florestal.

## Brazilian wood pulp export supply

**Abstract** – The wood pulp and paper national sector contributes, significantly, for socioeconomic development of Brazil, for the generation of income, jobs, imposed and exchange value. The main objective of the present study was to estimate a function of wood pulp exportation Brazilian supply, in the period from 1983 to 2006, using the structural vector auto-regression model. Specifically, it intends to verify the relationship among wood pulp exportation Brazilian supply, exportation price, domestic price, exchange rate and domestic production, analyzing pulse-elasticity function and forecast mistake variance decomposition. The results indicated that wood pulp Brazilian exports are more affected by changes in domestic production, exportation price and exchange rate, when compared with the internal price, and that those variables have larger explanatory power about the wood pulp Brazilian exports.

**Keywords:** Brazil, international trade, structural vector autoregression model, forest product.

<sup>1</sup> Original recebido em 13/5/2011 e aprovado em 18/5/2011.

<sup>2</sup> Doutora em Ciência Florestal pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), professora do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Santa Cruz (Uesc). E-mail: naisysilva@ufv.br

<sup>3</sup> Doutor em Ciência Florestal pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), professor do Departamento de Ciências Florestais da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: marlosil@ufv.br

<sup>4</sup> Ph.D. em Economia Rural pela University of Florida, professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: jelima@ufv.br

## Introdução

No Brasil, o setor de papel e celulose vem se desenvolvendo desde 1950, época em que a indústria brasileira supria apenas 28,5% do consumo nacional, devido às dificuldades de produção da celulose, uma vez que a matéria prima tradicional (*Araucaria angustifolia* – Pinheiro-do-paraná) só era encontrada em quantidades suficientes em regiões distantes dos centros produtores de papel e celulose.

A partir de 1951, o País começa a desenvolver uma tecnologia específica para a utilização do eucalipto na produção de celulose, até então considerado matéria prima de qualidade inferior. Com isso, na década de 1960, o Brasil passou a produzir papel com 100% de celulose de eucalipto e a produção de celulose de fibra curta superou a de fibra longa (GOMIDE, 1988).

Na década seguinte, a atuação do Conselho de Desenvolvimento Industrial (CDI), os investimentos com participação do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico (BNDE), hoje BNDES, e a política de incentivos fiscais ao reflorestamento contribuíram para expansão da produção de celulose no Brasil (REZENDE; NEVES, 1988).

Em 1966, a aprovação da legislação de incentivos fiscais ao reflorestamento possibilitou às empresas abaterem até 50% do valor do Imposto de Renda devido, para aplicar em projetos florestais. Em decorrência da legislação (Lei nº 5.106, de setembro de 1966), o crescimento da área reflorestada no País situou-se na faixa de 100 mil a 250 mil hectares anuais de 1968 a 1973, elevando-se para 450 mil hectares anuais entre 1974 e 1982.

Em 1976, o Brasil era um dos quatro países que mais incentivavam a produção florestal no mundo, depois da China, da União Soviética e dos Estados Unidos. Ressalta-se, também, que os projetos vinculados à política de incentivos fiscais totalizaram, aproximadamente, 6,2 milhões de hectares entre 1967 e 1986 (LEÃO, 2000).

Assim, em 1979, o Brasil já era autossuficiente na produção de celulose, revertendo o quadro de importador para exportador, iniciando uma fase de superávit, que permanece até hoje (FAO, 2008; SILVA, 1996).

Em 2006, o Brasil foi o sexto maior produtor mundial de celulose de todos os tipos com 11.180.000 t, depois dos Estados Unidos (53.215.000 t), Canadá (23.677.000 t), China (18.160.000 t), Finlândia (13.066.000 t) e Suécia (12.240.000 t).

Contudo, desde 1990, o Brasil é líder na produção de celulose de fibra curta, derivada do eucalipto. Em 2005, por exemplo, o País produziu 6.090.000 t de celulose de fibra curta, seguido pela Espanha (1.235.000 t), por Portugal (925.000 t), pelo Chile (760.000 t) e pela China (415.000 t) (ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE CELULOSE E PAPEL, 2007).

Com relação às exportações mundiais, em 2006, o Canadá encontrava-se na primeira colocação no *rank* dos principais exportadores de celulose de todos os tipos com 10.849.000 t, seguido pelo Brasil com 6.294.014 t e Estados Unidos, com 5.993.084 t (FAO, 2008).

As exportações nacionais concentram-se, basicamente, em celulose de fibra curta derivada da madeira de eucalipto, com mais de 90% do total. Em 2006, os maiores compradores da celulose brasileira foram a Europa (49%), a Ásia e a Oceania (30%), a América do Norte (19%) e a América Latina (2%) (ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE CELULOSE E PAPEL, 2007).

Assim, o setor nacional de papel e celulose contribui, significativamente, para o desenvolvimento socioeconômico do Brasil, pela geração de renda, empregos, impostos e divisas. Em 2007, cerca de 220 empresas operaram no setor, gerando 65 mil e 45 mil empregos diretos na indústria e na floresta, respectivamente.

Além disso, o setor gerou 50 mil empregos indiretos, pagou R\$ 2,1 bilhões de impostos e foi responsável por um saldo comercial de US\$ 3,3 bilhões ou por 8,7% do saldo da Balança

Comercial Brasileira (ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE CELULOSE E PAPEL, 2007).

No entanto, o Brasil pode tornar-se o maior produtor e exportador mundial de celulose de todos os tipos, continuar ocupando a posição de maior produtor e exportador de celulose de fibra curta, conquistar novos mercados e, com isso, contribuir ainda mais para o desenvolvimento do País, pois as empresas brasileiras de celulose são eficientes e competitivas mesmo com infraestrutura inadequada de serviços sociais, transporte e telecomunicação, financiamento com taxas de juros elevada, alto custo de depreciação, etc.

Essa competitividade se deve à alta produtividade dos reflorestamentos, em razão das condições climáticas favoráveis à atividade florestal no País, possibilitando ciclos de crescimento rápido e de alta qualidade, e ao baixo custo de produção em relação aos outros países. Acrescenta-se a isso, a aceitabilidade da celulose brasileira de eucalipto no mercado internacional, devido à sua alta qualidade (MEDEIROS; FONTES, 1994; PIZZOL; BACHA, 1998; SOARES et al., 2007; VALVERDE et al., 2006).

Acrescenta-se, ainda, que embora o setor brasileiro de papel e celulose venha apresentando bom desempenho nas últimas décadas, não se pode garantir que sua expansão esteja assegurada no futuro, pois o custo de financiamento dos projetos florestais no País é elevado e os recursos para empréstimos às empresas, escassos.

Além disso, devido ao acirramento da competição, muitos países estão instituindo mecanismos de estímulo artificial à atividade industrial e florestal como renúncia fiscal, concessão de crédito e subsídios, etc. No Brasil, com exceção dos financiamentos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), a taxas de juros compatíveis, não existem benefícios para dar suporte à expansão das indústrias de base florestal.

Nesse contexto, estudos sobre as variáveis condicionantes das exportações brasileiras de celulose podem contribuir na definição de

estratégias direcionadas à dinamização desses mercados. Mais, precisamente, a estimação da equação de oferta de exportação de celulose é fundamental para fins de planejamento da produção, comercialização, previsão e formulação de políticas para o desenvolvimento do setor.

Considerando que a competição pelos mercados externos é grande, a importância do segmento de celulose e as potencialidades do setor no Brasil, bem como a importância de estudos analisando a equação de oferta de exportação do produto, este trabalho objetiva estimar uma função de oferta de exportação brasileira de celulose, por meio do modelo autorrepresentativo vetorial estrutural.

Especificamente, pretende-se verificar a relação entre oferta de exportação brasileira de celulose, preço de exportação e outras variáveis, analisando a função de impulso-elasticidade e a decomposição da variância do erro de previsão.

## Metodologia

### Referencial teórico

A quantidade exportada de um produto depende dos excedentes do mercado doméstico, ou seja, depende da diferença entre a produção doméstica e o consumo doméstico do produto (ALVES; BACCHI, 2004; BARROS et al., 2002; KRUGMAN; OBSTFELD, 2005) (equação 1).

$$X^s = S - D \quad (1)$$

em que  $X$  é o produto ofertado para o mercado externo,  $S$  é a quantidade ofertada domesticamente e  $D$  é a demanda interna.

As funções de oferta ( $S$ ) e demanda interna ( $D$ ) podem ser representadas, respectivamente, como (equações 2 e 3):

$$S = f(Pd, Px, W) \quad (2)$$

$$D = f(Pd, Y) \quad (3)$$

em que  $Pd$  é o preço doméstico;  $Px$ , o preço de exportação;  $W$  representa deslocadores da

oferta;  $Y$  representa deslocadores da função de demanda.

Assim, a equação de oferta de exportação pode ser representada como (equação 4):

$$X^s = f(Pd, Px, W, Y) \quad (4)$$

Se o modelo for expresso na forma logarítmica, os coeficientes estimados representam as elasticidades.

Sintetizando, a função de oferta de exportação engloba uma ampla gama de variáveis explicativas potenciais como: preço de exportação ( $Px$ ), preço doméstico ( $Pd$ ), taxa de câmbio ( $TC$ ), oferta doméstica ( $Sd$ ), consumo doméstico ( $Dd$ ), renda ( $Y$ ), etc.

A expectativa é que  $Dd$ ,  $Pd$ , e  $Y$  apresentem sinal negativo e  $Px$  sinal positivo, assim como  $Sd$  e  $TC$ .

### Referencial analítico

Alguns trabalhos tiveram como objetivo estimar a função de oferta de exportação de celulose para o Brasil, usando os procedimentos de análise de regressão clássicos como o de Bacha e Sanjuan (2008), Montebello (2006) e Soares et al. (2008).

Neste trabalho, pretende-se usar a metodologia de Auto Regressão Vetorial (VAR) para estimar a referida função, pois conforme observou Grôppo (2006), ela permite obter a elasticidade de impulso-resposta para  $n$  períodos à frente, possibilitando analisar o comportamento das variáveis em relação aos choques individuais em quaisquer dos componentes do sistema e estimar respostas a choques sem a necessidade de supor *ceteris paribus* para outras variáveis do modelo.

Além disso, é possível obter a decomposição histórica da variância do erro de previsão para  $n$  períodos à frente, em porcentagem, e, assim, também é possível fazer inferências do poder explanatório de cada variável sobre as demais.

A metodologia VAR tem como limitação o fato de ter uma estrutura recursiva para as relações contemporâneas entre as variáveis. Tal limitação é superada pelo modelo VAR estrutural desenvolvido por Bernanke (1986). O modelo VAR estrutural permite estabelecer relações contemporâneas tomando a teoria econômica como referência (HAMILTON, 1994).

O modelo VAR estrutural pode ser escrito como (equação 5):

$$B_0 X_t = \sum_{j=1}^p B_j X_{t-j} + S_0 \varepsilon_t \quad (5)$$

em que  $X_t$  = vetor ( $n \times 1$ ) das variáveis usadas no modelo;  $B_0$  = matriz de relações contemporâneas de ordem ( $n \times n$ );  $B_j$  ( $j = 1, 2, \dots, p$ ) = matriz ( $n \times n$ ) de coeficientes que relacionam os valores defasados das variáveis com os valores correntes destas;  $\varepsilon_t$  = vetor ( $n \times 1$ ) de choques ortogonais; e  $S_0 = I$ .

Na matriz  $B_0$ , são impostas as restrições, ou seja, zeros nas posições que representam ausência de relação contemporânea ou ausência de coeficientes que não serão estimados. Assim, têm-se três situações (ENDERS, 1995):

- Sistema exatamente identificado – quando o número de restrições em  $B_0$  for igual a  $(k^2 - k) / 2$ , sendo  $k$  o número de variáveis.
- Sistema superidentificado – quando o número de restrições em  $B_0$  for maior que  $(k^2 - k) / 2$ .
- Sistema subidentificado – quando o número de restrições em  $B_0$  for menor que  $(k^2 - k) / 2$ .

A equação 5 pode ser expressa como (equação 6):

$$B(L)X_t = \varepsilon_t \quad (6)$$

em que  $B(L)$  = polinômio dado por  $(B_0 - B_1L - B_2L^2 - \dots - B_pL^p)$ , onde  $L$  é um operador de defasagem tal que  $L^j X_t = X_{t-j}$ .

Ao multiplicar, previamente, a equação 6 pela matriz inversa dos coeficientes de interações contemporâneas ( $B_0^{-1}$ ), obtém-se (equação 7):

$$A(L)X_t = \mu_t \quad (7)$$

em que  $A(L) = B_0^{-1}B(L)$ ,  $A_0 = I$ , e  $\mu_t = B_0^{-1}\varepsilon_t$ .

Se o processo for estacionário, a equação 7 poderá ser escrita como (equação 8):

$$X_t = C(L)\mu_t \quad (8)$$

em que  $C(L)$  = polinômio de ordem infinita de matrizes  $C_j$ . Essas matrizes medem os impactos do vetor de erros. A equação 8 em termos de  $\varepsilon_t$  é (equação 9):

$$X_t = C(L)B_0^{-1}\varepsilon_t \quad (9)$$

Pela equação 9, faz-se a análise da função de impulso resposta e decomposição da variância dos erros de previsão para cada uma das variáveis.

Contudo, o modelo VAR estrutural requer que as variáveis sejam estacionárias. Então, inicialmente, fez-se o teste de raiz unitária com a metodologia de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para verificar tal fato nas séries analisadas (equações 10, 11, e 12) (SEDDIGHI et al., 2000):

- Sem constante e sem tendência:

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (10)$$

- Com constante e sem tendência:

$$\Delta X_t = \beta_1 + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (11)$$

- Com constante e com tendência:

$$\Delta X_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (12)$$

em que  $\Delta_t$  = operador de diferença,  $X$  = variável dependente,  $\delta$  = raiz associada à variável dependente defasada,  $\beta$  são parâmetros a serem estimados.

Assim, as seguintes hipóteses foram testadas:

$|\tau|_{calculado} > |\tau|_{critico}$  : rejeita-se  $H_0 : \delta = 0$  , e a série é estacionária.

$|\tau|_{calculado} < |\tau|_{critico}$  : aceita-se  $H_0 : \delta = 0$ , e a série é não estacionária.

Se as variáveis são integradas de mesma ordem, deve-se testar a existência de cointegração entre elas, ou seja, testam-se se as variáveis integradas de mesma ordem possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo (MARGARIDO, 2000; NOGUEIRA, 2001).

Ressalta-se que determinados fatores como mudanças na política ou na estrutura econômica fazem com que o comportamento de variáveis econômicas altere ao longo do tempo. Nesse caso, tem-se que tais variáveis apresentam mudança estrutural, isto é, os parâmetros populacionais de suas funções de regressão sofreram alteração (GUJARATI, 2000).

Segundo Lütkepohl e Krätzig (2004), na presença de mudança estrutural, o poder de testes tradicionais de raiz unitária como o ADF fica muito comprometido. Então, deve-se testar a existência de raiz unitária em tais circunstâncias.

Uma abordagem possível é assumir que a mudança estrutural é determinística, podendo ser representada por uma função matemática. Para esse tipo de análise, a metodologia proposta é a desenvolvida por Lanne et al. (2000 citado por LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004) (equação 13):

$$Y_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + \varepsilon_t \quad (13)$$

em que o termo  $f_t(\theta)' \gamma$  é a função de mudança estrutural, com os parâmetros desconhecidos  $\theta$  e  $\gamma$ ; e  $\varepsilon_t$  é um termo gerado por processo AR(p).

A função de mudança estrutural pode se basear numa variável *dummy* para representar a quebra em determinada data  $T_B^{12}$  (equação 14).

$$f_t = d_{1t} = \begin{cases} 0, & \text{se } t < T_B \\ 1, & \text{se } t \geq T_B \end{cases} \quad (14)$$

A partir daí, estima-se o modelo 13 por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), obtendo-se o termo de resíduo que representa a série original sem os termos determinísticos de intercepto, tendência e quebra estrutural.

Uma vez descontada a mudança estrutural, aplica-se o teste ADF tradicional à série ajustada, usando os valores críticos propostos por Lanne et al. (2000 citado por LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004). Ainda sobre o teste em discussão, para sua execução, é necessário definir a data da quebra estrutural.

Por sua vez, o procedimento utilizado para testar a cointegração entre as variáveis foi o proposto por Johansen (1988).

Assim, o primeiro passo consiste em determinar o número de defasagens adequado para o modelo VAR (equação 15) (VERBEEK, 2000).

$$Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \theta_3 Y_{t-3} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + BX_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

em que  $Y_t$  é um vetor  $p \times 1$  de variáveis  $I(1)$ ;  $\theta_i$  são matrizes de parâmetros  $k \times k$  e  $\varepsilon_t$  é um vetor  $k$ -dimensional de termos ruído branco.

A equação 15 na forma reparametrizada é dada por (equação 16):

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

em que  $\Gamma_i = (I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_i)$  com  $i = (j = 1, 2, 3, \dots, k - 1)$ ; e  $\Pi = -(I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_k)$ .

Após a determinação do número de defasagens adequado para o modelo VAR, deve-se proceder à escolha do modelo de estimação. Eviews 5 (EVIEWES, 2004) destaca os seguintes modelos possíveis de estimação:

- Os dados em nível não possuem tendências determinísticas e as equações de cointegração não têm intercepto.
- Os dados em nível não possuem tendências determinísticas e as equações de cointegração apresentam intercepto.
- Os dados em nível possuem tendências determinísticas lineares, mas as equações de cointegração têm somente intercepto.
- Os dados em nível e a equação de cointegração possuem tendências determinísticas lineares.

- Os dados em nível possuem tendências quadráticas e as equações de cointegração têm tendências lineares.

Em seguida, faz-se o Teste de Johansen, para determinar o número de vetores de cointegração, o que pode ser feito pela análise do posto ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ .

Os testes do Traço e do máximo autovalor determinam o posto ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . O primeiro testa a hipótese nula de existência de no máximo  $r$  vetores de cointegração e o segundo a existência de exatamente  $r$  vetores de cointegração contra a alternativa de existência de  $r + 1$  vetores (COELHO, 2004). Os testes do Traço e do máximo autovalor são definidos pelas equações 17 e 18, respectivamente (ENDERS, 1995).

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (17)$$

em que  $\hat{\lambda}_i$  são os valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$  e  $T$  é o número de observações.

$$\lambda_{t\max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (18)$$

Por sua vez, segundo Lütkepohl e Krätzig (2004), o processo de estimação do VAR estrutural pode ser realizado com as variáveis em nível, ignorando-se a existência de cointegração.

## Fontes de dados

Utilizaram-se dados de séries temporais anuais, abrangendo o período 1983–2006. As séries foram construídas conforme indicado a seguir:

A quantidade exportada de celulose pelo Brasil, em tonelada, foi obtida no banco de dados da Food and Agriculture Organization (FAO), assim como o preço de exportação (valor das exportações brasileiras de celulose/quantidade exportada de celulose pelo Brasil), em US\$/t, e a quantidade produzida de celulose no Brasil, em tonelada (FAO, 2008).

No mercado interno, os preços da celulose em US\$, são da Associação Brasileira de

Celulose (Abcel) e de uma empresa do setor de celulose e papel.

A taxa de câmbio real praticada é o índice calculado pelo Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (Ipea), denominado taxa de câmbio efetiva real (IPA-OG – exportações) (IPEA, 2008).

Ressalta-se que os dados utilizados foram transformados em logaritmos para o ajustamento do modelo e que o software usado foi o *JMulti* versão 4.22 (JMULTI..., 2008).

## Resultados e discussão

### Teste de raiz unitária

Os resultados do teste de ADF em nível para as séries quantidade de celulose produzida internamente (QPI), preço de exportação (PX), preço da celulose no Brasil (PI), quantidade exportada de celulose (EX) e taxa de câmbio (TC) são mostrados na Tabela 1.

A Tabela 1 mostra que as séries analisadas não são estacionárias, tendo em vista que os valores calculados são menores em módulo que seus respectivos valores críticos nos mode-

los analisados, ou seja, a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para as séries consideradas.

No entanto, a partir dos dados da Tabela 2, observa-se que essas séries passam a ser estacionárias em primeira diferença, indicando que elas são integradas de ordem um, isto é, apenas uma diferenciação é suficiente para torná-las estacionárias.

Devido à presença de quebra estrutural na série considerada, efetuou-se o teste de raiz unitária sob mudança estrutural de acordo com a metodologia proposta por Lanne et al. (2000 citado por LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004). Os resultados são mostrados na Tabela 3. Como data de quebra o software *JMulti* definiu 1988.

Como a estatística de teste não foi significativa nem a 10%, não se pode rejeitar a hipótese nula de que a série é não estacionária em nível, levando-se em consideração explicitamente a existência de mudança estrutural. Portanto, a série é  $I(1)$  e para o presente caso, a não inclusão da mudança estrutural não diminui o poder do teste ADF, de forma a fazer com que este fornecesse conclusão errônea e distinta daquela do teste de raiz unitária sob mudança estrutural.

**Tabela 1.** Resultados do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) em nível para as séries anuais analisadas.

Série <sup>(1)</sup>	Estatística do teste ADF ( $\tau_{calculado}$ )		
	Modelo 1 <sup>(2)</sup>	Modelo 2 <sup>(2)</sup>	Modelo 3 <sup>(2)</sup>
EX	0,128587	2,273774	1,483169
PX	-2,649815	-2,768062	-0,349876
PI	-3,391401	-2,065735	-0,318104
QPI	-3,582408	0,810555	0,784738
TC	-2,481572	-1,684104	-0,787010
Valor crítico ( $\tau_{\alpha=0,05}$ )	-3,612199	-2,991878	-1,955681

<sup>(1)</sup> Quantidade exportada de celulose (EX), preço de exportação (PX), preço da celulose no Brasil (PI), quantidade de celulose produzida internamente (QPI) e taxa de câmbio (TC).

<sup>(2)</sup> Modelo 1 = com intercepto e tendência; modelo 2 = somente com intercepto; modelo 3 = sem intercepto e sem tendência.

**Tabela 2.** Resultados do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) em primeira diferença para as séries anuais analisadas.

Série <sup>(1)</sup>	Estatística do teste ADF ( $\tau_{calculado}$ )		
	Modelo 1 <sup>(2)</sup>	Modelo 2 <sup>(2)</sup>	Modelo 3 <sup>(2)</sup>
EX	-3,622993	-1,711269	-0,148826
PX	-4,023244	-5,235153	-5,347600
PI	-3,927475	-4,032126	-2,225042
QPI	-4,266706	-4,281506	-5,550040
TC	-5,072484	-5,144436	-5,185408
Valor crítico ( $\tau_{\alpha=0,05}$ )	-3,612199	-2,991878	-1,955681

<sup>(1)</sup> Quantidade exportada de celulose (EX), preço de exportação (PX), preço da celulose no Brasil (PI), quantidade de celulose produzida internamente (QPI) e taxa de câmbio (TC).

<sup>(2)</sup> Modelo 1 = com intercepto e tendência; Modelo 2 = somente com intercepto; Modelo 3 = sem intercepto e sem tendência.

**Tabela 3.** Resultados do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) de raiz unitária sob mudança estrutural para as séries anuais EX, PX, PI, QPI e TC, em nível, de 1983 a 2006.

Série <sup>(1)</sup>	Estatística de ADF <sup>(2)</sup>
EX	0,31
PX	-2,52
PI	-2,24
QPI	-2,23
TC	-0,94

<sup>(1)</sup> Quantidade exportada de celulose (EX), preço de exportação (PX), preço da celulose no Brasil (PI), quantidade de celulose produzida internamente (QPI) e taxa de câmbio (TC).

<sup>(2)</sup> Os valores críticos foram da ordem de -3,48, -2,88 e -2,58 em nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente, e são baseados em Lanne et al. (2000 citado por LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004).

### Testes de Johansen para cointegração

Como foi constatado por meio dos testes de raiz unitária que as séries analisadas possuem a mesma ordem de integração, seguiu-se para a análise de cointegração.

Segundo os critérios razão de verossimilhança (LR), Hannan Quinn (HQ) e Schwarz (SC), o modelo VAR para as séries analisadas deve possuir uma defasagem. Já o critério de Akaike indica um VAR (3). Considerou-se o critério de

informação que apresentou o menor valor para defasagem, ou seja, SC, LR e HQ. Assim, optou-se por um VAR (1) (Tabela 4).

Com relação à escolha do modelo de estimação para as séries analisadas, aplicou-se o que se consideram tendências determinísticas lineares nos dados em nível, mas equações de cointegração somente com intercepto, uma vez que os *p-values* do componente de tendência foram significativos nas séries analisadas em nível.

Os resultados do Teste de Cointegração de Johansen, para determinar o número de vetores de cointegração, obtidos pelos testes do traço e do máximo autovalor, estão na Tabela 5.

Os testes do traço e do máximo autovalor indicaram que existe um vetor de cointegração em nível de 5% de significância, ou seja, há relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis (Tabela 5). Assim, seguiu-se para a estimação do VEC (modelo de correção de erros vetorial) estrutural. Mas, como os resultados encontrados não se apresentaram satisfatórios, optou-se por desconsiderar a existência de cointegração, usando para análise os resultados do modelo VAR estrutural, conforme Lütkepohl e Krätzig (2004).

**Tabela 4.** Determinação do número de defasagens do modelo VAR para as séries analisadas.

Lag	LogL	LR <sup>(1)</sup>	FPE <sup>(1)</sup>	AIC <sup>(1)</sup>	SC <sup>(1)</sup>	HQ <sup>(1)</sup>
0	32,65842	NA	6,87e-08	-2,304868	-2,059440	-2,239756
1	103,7417	106,6250 <sup>(2)</sup>	1,56e-09 <sup>(2)</sup>	-6,145146	-4,672579 <sup>(2)</sup>	-5,754473 <sup>(2)</sup>
2	121,1834	18,89508	4,00e-09	-5,515280	-2,815573	-4,799047
3	156,1170	23,28909	4,81e-09	-6,343083 <sup>(2)</sup>	-2,416237	-5,301290

<sup>(1)</sup> Razão de verossimilhança (LR); função de predição de erros (FPE); Akaike (AIC); Schwarz (SC); e Hannan Quinn (HQ).

<sup>(2)</sup> Ordem selecionada pelo critério.

**Tabela 5.** Resultados do Teste de Cointegração de Johansen para as séries analisadas.

Hipótese nula	Teste do traço	Valor crítico (5%)	Teste do máximo autovalor	Valor crítico (5%)
$r = 0$	92,92139 <sup>(1)</sup>	87,31	40,81860	37,52
$r \leq 1$	52,10279	62,99	23,61033	31,46
$r \leq 2$	28,49246	42,44	14,46791	25,54
$r \leq 3$	14,02456	25,32	10,44562	18,96
$r \leq 4$	3,578937	12,25	3,578937	12,25

<sup>(1)</sup> Rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

A Tabela 6 mostra o coeficiente estimado para a matriz de relações contemporâneas do modelo VAR estrutural. O sinal dos coeficientes está de acordo com o esperado e todos se apresentaram significativos.

Observando-se os resultados apresentados na Tabela 6, constata-se que uma elevação de 10% na taxa de câmbio, no preço de exportação e na quantidade produzida internamente, implicaria crescimento das exportações brasileiras de celulose, contemporaneamente, de 8,36%, 7,67% e 18,07%, respectivamente.

Por sua vez, uma elevação, da mesma magnitude, no preço da celulose no Brasil, leva a uma redução das exportações nacionais do produto, contemporaneamente, de 3,63%.

A Tabela 7 mostra a decomposição histórica da variância do erro de previsão para as exportações brasileiras de celulose e a estimativa do desvio padrão dos erros de previsão para 10 anos, após o choque.

Observa-se que, no primeiro ano, o preço de exportação e a quantidade produzida internamente exercem influência considerável sobre as exportações brasileiras de celulose. O preço de exportação e a quantidade produzida internamente explicam 35,65% e 36,35% das exportações nacionais de celulose, respectivamente. O preço interno e a taxa de câmbio não exercem influência considerável sobre as exportações, nesse período (Tabela 7).

A partir do segundo ano, a taxa de câmbio eleva seu poder explanatório consideravelmente. O contrário acontece com a quantidade produzida internamente e com o preço de exportação (Tabela 7).

Ao final de 10 anos, após o choque à taxa de câmbio, a quantidade produzida internamente, o preço de exportação e o preço interno explicam 36,42%, 19,22%, 14,51% e 1,59% das variações nas exportações brasileiras de celulose, respectivamente (Tabela 7).

**Tabela 6.** Estimativas da matriz de coeficientes de relações contemporâneas.

Efeito <sup>(1)</sup> de	Sobre <sup>(2)</sup>	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística z	Probabilidade
PI	EX	-0,363834	0,204124	-1,782413	0,0747
TC	EX	0,836022	0,204124	4,095653	0,0000
QPI	EX	1,807089	0,204124	8,852891	0,0000
PX	EX	0,767428	0,204124	3,759616	0,0002

<sup>(1)</sup> Preço da celulose no Brasil (PI); taxa de câmbio (TC); quantidade de celulose produzida internamente (QPI); preço de exportação (PX).

<sup>(2)</sup> Quantidade exportada de celulose (EX).

**Tabela 7.** Decomposição histórica da variância do erro de previsão para as exportações brasileiras de celulose.

Ano	Desvio padrão	Série <sup>(1)</sup>				
		PI	PX	TC	QPI	EX
1	0,147616	1,300532	35,65839	0,115126	36,35427	26,57168
2	0,197926	0,932236	25,71043	15,86221	25,92905	31,56607
3	0,240988	0,784485	17,42808	32,54975	19,81034	29,42735
4	0,259580	1,074405	15,15247	35,87392	19,80062	28,09859
5	0,266447	1,023762	14,60136	36,08724	20,02859	28,25905
6	0,270513	1,217188	14,38576	36,37931	19,55992	28,45782
7	0,271492	1,210248	14,52423	36,58868	19,42153	28,25532
8	0,272812	1,434382	14,61096	36,26768	19,28066	28,40632
9	0,273641	1,428418	14,59274	36,38059	19,23912	28,35913
10	0,274336	1,595195	14,51892	36,42656	19,22594	28,23337

<sup>(1)</sup> Preço da celulose no Brasil (PI); preço de exportação (PX); taxa de câmbio (TC); quantidade de celulose produzida internamente (QPI); quantidade exportada de celulose (EX).

Sintetizando, verifica-se que o preço interno tem menor poder explicativo sobre o erro de previsão da quantidade exportada de celulose, comparativamente às demais variáveis.

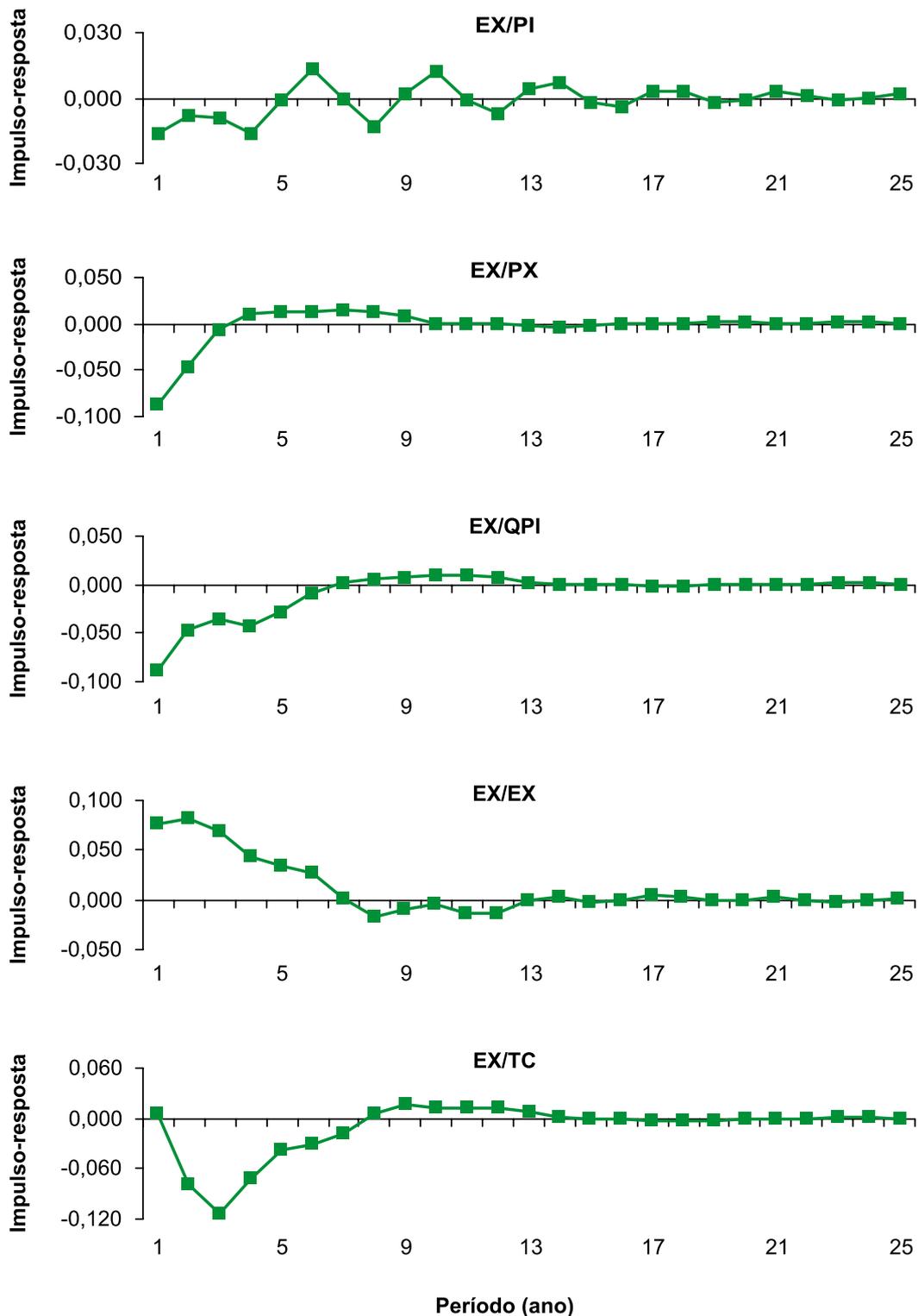
A Figura 1 mostra os efeitos de choques nas variáveis que compõem o modelo nos primeiros 20 anos seguintes ao instante do choque inicial.

Os resultados obtidos para a função de impulso-resposta frente aos choques na taxa de câmbio mostraram-se expressivos no primeiro e do oitavo ao décimo quarto ano. No entanto, o maior impacto ocorre no nono ano, ou seja,

um aumento de 10% na taxa de câmbio contribui para um aumento de 0,16% nas exportações (Figura 1).

O preço de exportação tem um efeito positivo sobre as exportações do quarto ao nono ano, sendo que o maior impacto ocorre no sétimo ano. Nesse período, um aumento de 10% no preço externo da celulose contribui para um aumento 0,13% na quantidade exportada de celulose pelo Brasil (Figura 1).

Com relação à quantidade produzida internamente, o maior efeito acontece no décimo ano, isto é, um acréscimo de 10% na quantidade



**Figura 1.** Função de impulso-resposta das exportações brasileiras de celulose ao impulso nas variáveis que compõem o modelo. EX = quantidade exportada de celulose; PI = preço da celulose no Brasil; PX = preço de exportação; QPI = quantidade de celulose produzida internamente; TC = taxa de câmbio.

de celulose produzida no Brasil tende a aumentar as exportações em 0,08% nesse período (Figura 1).

Verificou-se que o efeito de uma variação no preço interno sobre a quantidade exportada é maior no primeiro ano após o choque. Em outras palavras, um aumento de 10% no preço interno provoca, após 1 ano, uma variação em sentido contrário nas exportações brasileiras de celulose da ordem de 0,17% (Figura 1).

### Avaliação do SVAR

Com relação à avaliação do SVAR (modelo autoregressivo vetorial estrutural), verificou-se que o comportamento médio dos seus resíduos foi satisfatório, obtendo-se resíduos próximos a um ruído branco (Figura 2). Destarte, pode-se dizer que o modelo apresenta-se satisfatório para as estimações realizadas.

### Considerações finais

Na estimativa da matriz de relações contemporâneas, observam-se relações significativas de todas as variáveis sobre as exportações brasileiras de celulose, sendo que esta é mais sensível a variações na quantidade produzida internamente, no preço de exportação e na taxa de câmbio, uma vez que uma elevação de 10% na taxa de câmbio, no preço de exportação e na quantidade produzida internamente, implicaria crescimento das exportações brasileiras de celulose, contemporaneamente, de 8,36%, 7,67% e 18,07%, respectivamente, e uma elevação, da mesma magnitude, no preço da celulose no Brasil, leva a uma redução das exportações nacionais do produto, contemporaneamente, de 3,63%.

A análise da decomposição de variância do erro de previsão deixa claro o poder explicatório da quantidade produzida internamente, do preço de exportação e da taxa de câmbio sobre a quantidade exportada de celulose pelo Brasil,

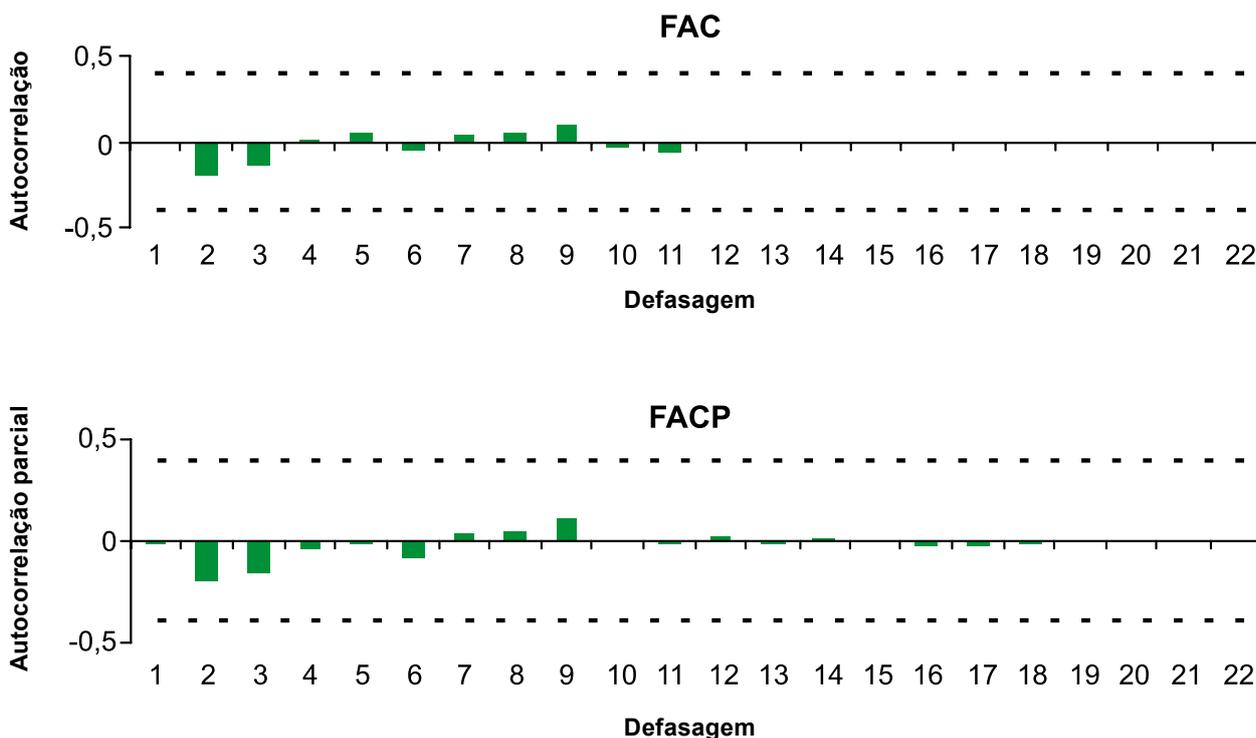


Figura 2. Correlograma dos resíduos do modelo autoregressivo vetorial estrutural (SVAR).

importância que não foi observada quando da análise do preço da celulose no País.

A função de impulso-resposta mostrou que choques na taxa de câmbio foram expressivos no primeiro e do oitavo ao décimo quarto ano. Já o preço de exportação tem um efeito positivo sobre as exportações de celulose do quarto ao nono ano e a quantidade produzida internamente tem maior efeito sobre essas exportações no décimo ano. Verificou-se, ainda, que o efeito de uma variação no preço interno sobre a quantidade exportada é maior no primeiro ano após o choque.

Assim, acredita-se que políticas setoriais que – levem a ganhos em produção e em produtividade – parecem ser instrumentos eficazes para gerar excedentes exportáveis. Do mesmo modo, há estímulo às exportações de celulose, quando a moeda nacional sofre desvalorização em relação à moeda americana.

## Referências

- ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 1, p. 9-33, 2004.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE CELULOSE E PAPEL. **Indústria fecha 2007 com a produção de 11,9 milhões de toneladas de celulose e 8,96 milhões de toneladas de papel**. 2007. Disponível em: <[http://www.bracelpa.org/bra/eveventos\\_bracelpa/press\\_release.pdf](http://www.bracelpa.org/bra/eveventos_bracelpa/press_release.pdf)>. Acesso em: 3 abr. 2008.
- BACHA, C. J. C.; SANJUAN, A. E. **The determinants of Brazilian pulp exports from 1980 to 2001**. Disponível em: <<http://www.ersa.org/ersaconfs/ersa04/PDF/691.pdf>>. Acesso em: 29 abr. 2008.
- BARROS, G. S. de C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. Brasília, DF: IPEA, 2002. 53 p. (Texto para Discussão, 865).
- BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the Money-Income **Correlacion, Carnegie-Rochester Conference Seires on Public Policy**, Amsterdam, NL, v. 25, p. 49-100, 1986.
- COELHO, A. B. A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 42, n. 1, p. 153-169, 2004.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995. 433 p.
- EVIEWS. **User's Guide**. Version 5.0. Irvine: QMS, 2004. 978 p.
- FAO. Food and Agriculture Organization. Disponível em: <<http://www.fao.org>>. Acesso em: 23 abr. 2008.
- GOMIDE, J. L. Situação atual e perspectivas futuras do setor de celulose e papel no Brasil. In: SIMPÓSIO BILATERAL BRASIL-FINLÂNDIA SOBRE ATUALIDADES FLORESTAIS, 1988, Curitiba. **Anais...** Curitiba: UFPR-IBDF, 1988. p. 296-302.
- GRÔPPO, G. S. Contratos futuros e Ibovespa: estudo com procedimento de auto-regressão vetorial estrutural. **Resenha BM&F**, São Paulo, n. 167, p. 70-81, 2006.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.
- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 23 abr. 2008.
- JMULTI 4.22. Disponível em: <<http://www.jmulti.de>>. Acesso em: 2 maio 2008.
- JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Amsterdam, NL, v. 12, n. 213, p. 231-254, 1988.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. 6. ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005. 558 p.
- LEÃO, R. M. **A floresta e o homem**. São Paulo: Instituto de Pesquisas e Estudos Florestais, 2000. 448 p.
- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied times series econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. 323 p.
- MARGARIDO, M. A. **Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil**. 2000. 74 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, USP, Piracicaba, 2000.
- MEDEIROS, V. X.; FONTES, R. M. O. Competitividade das exportações brasileiras de celulose no mercado internacional. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 32, n. 2, p. 105-121, 1994.

- MONTEBELLO, A. E. S. **Análise da evolução da indústria brasileira de celulose no período de 1980 a 2005**. 2006. 115 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, USP, Piracicaba, 2006.
- NOGUEIRA, F. T. P. **Integração espacial e efetividade do “Hedge” no Mercado Brasileiro de Café Arábica**. 2001. 147 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2001.
- PIZZOL, S. J. S. de; BACHA, C. J. C. Evolução, estrutura e desafios da indústria de celulose no Brasil. **Preços Agrícolas**, Piracicaba, ano 12, n. 137, p. 3-13, 1998.
- REZENDE, J. L.; NEVES, A. R. Evolução e contribuição do setor florestal para a economia brasileira. In: SIMPÓSIO BILATERAL BRASIL-FINLÂNDIA SOBRE ATUALIDADES FLORESTAIS, 1988, Curitiba. **Anais...** Curitiba: UFPR-IBDF, 1988. p. 214-265.
- SEDDIGHI, H. R.; LAWYER, K. A.; KATOS, A. V. **Econometrics: a practical approach**. London, GB: Routledge, 2000. 396 p.
- SILVA, M. L. da. **Análise econométrica do mercado brasileiro de celulose e de papel e papelão**. 1996. 120 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, 1996.
- SOARES, N. S.; SILVA, M. L. da; LIMA, J. E. A função de produção da indústria brasileira de celulose, em 2004. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 31, n. 3, p. 495-502, 2007.
- SOARES, N. S.; SILVA, M. L. da; VALVERDE, S. R.; LIMA, J. E.; ADAME, K. H. Um estudo econométrico do Mercado Brasileiro de Celulose, 1969-2005. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco. **Anais...** Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2008. p. 1-19.
- VALVERDE, S. R.; SOARES, N. S.; SILVA, M. L. da. Desempenho das exportações brasileiras de celulose. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 30, n. 6, p. 1017-1023, 2006.
- VERBEEK, M. **A guide to modern econometrics**. Chichester: John Wiley, 2000. 386 p.
-