

RELAÇÃO DE CAUSALIDADE ENTRE CONSUMO PER CAPITA DE PAPEL E RENDA PER CAPITA NO BRASIL

Naisy Silva Soares¹, Laércio Antônio Gonçalves Jacovine², Márcio Lopes da Silva², Marcelo José Braga³

(recebido: 7 de julho de 2008; aceito: 30 de abril de 2009)

RESUMO: Objetivou-se, no presente trabalho, investigar a causalidade entre consumo *per capita* de papel e renda *per capita* no Brasil, usando o teste de causalidade de Granger, co-integração e o modelo de correção de erro vetorial (VECM), decomposição da variância e função de impulso resposta. Os dados são anuais e englobam o período de 1975 a 2006. Os resultados indicaram relação causal a longo prazo da renda *per capita* para o consumo *per capita* de papel no Brasil. Foi observado, também, que a renda *per capita* tem grande poder explicativo sobre o consumo *per capita* de papel, bem como baixa sensibilidade do consumo *per capita* de papel frente à renda *per capita*.

Palavras-chave: Crescimento econômico, causalidade de Granger, co-integração, modelo de correção de erro vetorial.

CAUSAL RELATIONSHIP BETWEEN PAPER PER CAPITA CONSUMPTION AND PER CAPITA INCOME IN BRAZIL

ABSTRACT: This work analyzed the causality between paper per capita consumption and per capita income in Brazil, using Granger causality test, co-integration, vector error correction model (VECM), Variance decomposition and Impulse response function. The annual data covers the 1975-2006 period. The results indicated that, in the long run, there is causal relation between per capita income and paper per capita consumption. It was also observed that per capita income has high explanatory power on the paper per capita consumption and low sensibility of the paper per capita consumption in relation to the per capita income.

Key words: Economic growth, Granger causality, co-integration, vector error correction model.

1 INTRODUÇÃO

Oficialmente, o papel foi fabricado pela primeira vez na China, no ano 105, por Ts' Ai Lun. Porém, no Brasil, as primeiras fábricas foram construídas no século XIX. Data de 1809, o início da construção de uma fábrica no Rio de Janeiro, tendo-se ainda, notícias da construção de mais três fábricas naquele estado, em 1837, 1841 e 1852, próximas à cidade de Petrópolis (ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE CELULOSE E PAPEL - BRACELPA, 2008).

O eucalipto é a principal matéria-prima dessa indústria no Brasil, seguido pelo pinus, empregando 100 mil pessoas diretamente e gerando milhares de empregos indiretos, ao longo de sua cadeia produtiva (BRACELPA, 2008).

Em 2006, a produção nacional de papel foi de 8,7 milhões de toneladas, 14,94% superior a do ano anterior e as vendas domésticas representaram 88% do papel produzido no Brasil, em 2006 (BRACELPA, 2007; FAO, 2008).

As exportações foram da ordem de 1,9 milhões de toneladas de papel, e as importações atingiram 967 mil toneladas, sendo que a maior parcela das exportações destinou-se à América Latina (54%), seguida por Europa (17%), América do Norte (16%), Ásia e Oceania (8%) e África (5%) (BRACELPA, 2007).

No cenário mundial, o Brasil estava na 12ª e na 13ª posição no *rank* dos maiores produtores e consumidores mundiais de papel, respectivamente, em 2006 (FAO, 2008).

Com relação ao consumo *per capita* de papel, esse é influenciado pelo crescimento da população e da economia, e pela escolaridade, isso é, quanto maior a população, a renda e o nível de escolaridade, maior será o consumo de livros, cadernos, papéis de imprimir e escrever, e papéis para fins sanitários (FAE BUSINESS, 2001).

Influenciados por esses fatores, os maiores consumidores mundiais de papel, em 2006, foram Alemanha (353,1 kg/hab./ano), Finlândia (329,9 kg/hab./ano), Estados Unidos (300,6 kg/hab./ano), Japão (247,4 kg/hab./ano),

¹Economista, Doutoranda em Ciência Florestal – Universidade Federal de Viçosa/UFV – 36570-000 – Viçosa, MG – naisysilva@yahoo.com.br

²Engenheiro Florestal, Professor Dr. em Ciência Florestal – Departamento de Engenharia Florestal/DEF – Universidade Federal de Viçosa/UFV – 36570-000 – Viçosa, MG – jacovine@ufv.br, marlosil@ufv.br

³Agrônomo, Professor Dr. do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa/UFV – 36570-000 – Viçosa, MG – mjbraga@ufv.br

Canadá (213,4 kg/hab./ano), Reino Unido (203,1 kg/hab./ano), Itália (201,1 kg/hab./ano) e França (179,2 kg/hab./ano). Dentre os menores consumidores estão o Chile (68,9 kg/hab./ano), México (61,6 kg/hab./ano), Argentina (57,6 kg/hab./ano) e Brasil (41,2 kg/hab./ano) (BRACELPA, 2007).

Até o presente momento não há estudos analisando a relação causal entre consumo de papel e crescimento econômico no Brasil. Esse tipo de estudo é muito importante para os tomadores de decisão de investimento e para os formuladores de políticas públicas, pois se for observado, por exemplo, que o crescimento econômico causa o consumo de papel, significa que se não existirem políticas para o desenvolvimento da produção de papel quando a economia crescer, o país pode aumentar as importações do produto, prejudicando o saldo do balanço de pagamentos e vice-versa.

Por outro lado, os tomadores de decisão de investimentos poderão concluir que a demanda no país por produtos da sua indústria vai aumentar com o crescimento econômico, ou seja, vai existir mercado interno para seu produto e vice-versa.

Objetivou-se, neste trabalho, estudar a relação causal entre consumo *per capita* de papel e renda *per capita* no Brasil. Especificamente, pretende-se analisar se a renda *per capita* explica o consumo *per capita* de papel no país, bem como a sensibilidade do consumo *per capita* de papel frente à renda *per capita* brasileira.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Causalidade entre consumo *per capita* de papel e renda *per capita*

O teste de causalidade de Granger, segundo Yoo (2005) é ideal para verificar a causalidade entre duas variáveis. O referido teste em sua forma padrão consiste em estimar as equações (1) e (2) (GUJARATI, 2000).

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{Yt} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{Xt} X_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$X_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{Xt} X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{Yt} Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

A equação (1) mostra que valores correntes de Y estão relacionados com valores passados de Y e com valores passados de X . A equação (2), por sua vez, indica que valores correntes de X estão relacionados com valores passados de X e com valores passados de Y . Se X não for

relevante para explicar Y , deve-se aceitar a hipótese nula $H_0 = \beta_{X1} = \beta_{X2} = \dots = \beta_{XP} = 0$. Porém, se Y não for relevante para explicar X , deve-se aceitar a hipótese nula $H_0 = \beta_{Y1} = \beta_{Y2} = \dots = \beta_{YP} = 0$.

Os resultados do teste de causalidade de Granger são: causalidade unidirecional de X para Y ($X \rightarrow Y$): é indicada quando se rejeita H_0 para $X \rightarrow Y$ e não se rejeita H_0 para ($Y \rightarrow X$); causalidade unidirecional de Y para X ($Y \rightarrow X$): é indicada quando se rejeita H_0 para $Y \rightarrow X$ e não se rejeita H_0 para $X \rightarrow Y$; causalidade bidirecional ($X \leftrightarrow Y$): é indicada quando as duas hipóteses nulas são rejeitadas; e, ausência de causalidade (independência): é indicada quando as duas hipóteses nulas não são rejeitadas.

O teste de causalidade de Granger, entretanto, requer que as variáveis sejam estacionárias. Caso não sejam, aplica-se o teste na variável em diferença.

Quando X e Y não são estacionárias e são cointegradas, não se deve adotar o teste padrão de causalidade de Granger, pois o mesmo sugere somente relações de curto prazo. Quando as séries são cointegradas, significa que existe uma relação de longo prazo entre elas, o que não é captado pelo teste de causalidade de Granger tradicional, mas sim pelo modelo de correção de erro vetorial (VECM) (ENGLE & GRANGER, 1987).

Sendo assim, a análise da causalidade entre consumo *per capita* de papel e renda *per capita* foi realizada como descrito a seguir.

Inicialmente, foi aplicado o teste de raiz unitária com a metodologia de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para determinar a ordem de integração das variáveis, consideradas do seguinte modo (equações 3, 4, e 5) (SEDDIGHI et al., 2000):

- sem constante e sem tendência:

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (3)$$

- com constante e sem tendência:

$$\Delta X_t = \beta_1 + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (4)$$

- com constante e com tendência:

$$\Delta X_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (5)$$

em que: Δ_t = operador de diferença, X = variável dependente, δ = raiz associada à variável dependente defasada, β_i = parâmetros a estimar.

As seguintes hipóteses foram testadas: $|\tau|_{calculado} > |\tau|_{critico}$: rejeita-se $H_0 : \delta = 0$. A série é estacionária; e, $|\tau|_{calculado} < |\tau|_{critico}$: aceita-se $H_0 : \delta = 0$. A série é não estacionária.

Se as variáveis são integradas de mesma ordem, o próximo passo é testar a existência de co-integração entre elas, ou seja, testam-se se as variáveis integradas de mesma ordem possuem relação de equilíbrio de longo prazo (MARGARIDO, 2001).

Para analisar a cointegração, utilizou-se o procedimento de Johansen (1988), citado por Enders (1995), que se inicia com a determinação do número de defasagens adequado para o modelo vetorial autorregressivo (VAR) (equação 6).

$$Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \theta_3 Y_{t-3} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + BX_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

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

A equação (6) na forma reparametrizada é dada pela equação 7.

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Após a determinação do número de defasagens adequado para o modelo VAR, deve-se proceder à escolha do modelo de estimação. Eviews (2004) destaca os seguintes modelos possíveis de estimação: i) os dados em nível não possuem tendências determinísticas e as equações de cointegração não têm intercepto; ii) os dados em nível não possuem tendências determinísticas e as equações de cointegração apresentam intercepto; iii) os dados em nível possuem tendências determinísticas lineares, mas as equações de cointegração têm somente intercepto; iv) os dados em nível e a equação de cointegração possuem tendências determinísticas lineares; e v) os dados em nível possuem tendências quadráticas e as equações de cointegração têm tendências lineares.

Em seguida, realiza-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 Π .

Os testes do Traço e do máximo autovalor determinam o posto (r) da matriz Π . O primeiro testa a hipótese nula de existência de, no máximo, r vetores de cointegração ($H_0 : r \leq r_0$; $H_1 : r_0 < r \leq k$) e o segundo a existência de exatamente r vetores de cointegração contra a alternativa de existência de $r + 1$ vetores ($H_0 : r \leq r_0$; $H_1 : r = r_0 + 1$) (COELHO, 2004). Os testes do Traço e do máximo autovalor

são definidos pela equação 8 e 9, respectivamente, e são realizados em sequência até que a hipótese nula não seja rejeitada (ENDERS, 1995).

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

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

$$\lambda_{tmax}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (9)$$

Então, parte-se para a estimação do VECM, descrito conforme a equação 10, que tem por objetivo analisar os ajustamentos de curto prazo que ocorrem nas séries cointegradas, que são as relações de equilíbrio no longo prazo (NOGUEIRA et al., 2005).

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \alpha \beta' Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

em que: $\beta' Y_{t-1}$ = relações de cointegração que definem a trajetória de longo prazo entre as variáveis; α = matriz dos coeficientes de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo; Γ_i = matriz de coeficientes que definem a dinâmica de curto prazo.

Posteriormente, estimou-se o VECM para determinar a causalidade de Granger, como realizado por Oh & Lee (2004) e Yoo (2005) (equação 11 e 12).

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Yi} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Xi} \Delta X_{t-i} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + u_{1t} \quad (11)$$

$$\Delta X_t = \beta_2 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Xi} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_{Yi} \Delta Y_{t-i} + \alpha_2 \eta_{t-1} + u_{2t} \quad (12)$$

em que: ε_{t-1} e η_{t-1} = valores defasados dos resíduos das equações de cointegração; α = causalidade de longo prazo; ΔX_{t-i} e ΔY_{t-i} = elasticidade de curto prazo de X e Y , respectivamente; e, u_{1t} e u_{2t} = erros não correlacionados e com média zero.

Com o teste de causalidade de Granger no VECM identificam-se três fontes de causalidade: 1ª) causalidade de Granger fraca ou causalidade de curto prazo: consiste no teste das hipóteses conjuntas $H_0 : \beta_{Xi} = 0$ para todo i , na equação (11) e teste de $H_0 : \beta_{Yi} = 0$ para todo i , na equação (12), pelo teste de Wald de restrição. Se a primeira hipótese for rejeitada e a segunda não, conclui-se que existe relação unidirecional de curto prazo de X para Y ; 2ª) causalidade de Granger de longo prazo: Teste de significância (teste t) dos coeficientes de correção de erros α_1 e α_2 . Se for constatado que α_2 é estatisticamente igual a zero, significa que X não responde a desvios do equilíbrio de longo prazo no período anterior causados por Y ; e 3ª)

causalidade de Granger forte: testam-se as hipóteses conjuntas $H_0 : \alpha_1 = 0$ e $H_0 : \beta_{xi} = 0$, para todo i na equação (11), e $H_0 : \alpha_2 = 0$ e $H_0 : \beta_{yi} = 0$, para todo i na equação (12), pelo teste de Wald de restrição (LIMA, 2008).

Para completar a análise da relação existente entre renda *per capita* e consumo *per capita* de papel no Brasil, utilizou-se a decomposição da variância dos erros de previsão dessas duas variáveis e a função impulso-resposta. Enquanto a decomposição da variância indica a importância de cada variável em termos de poder de previsão do comportamento das demais, a função de impulso-resposta indica as respostas de cada variável a choques não antecipados nas demais (BABULA & BESSLER, 1990). Ressalta-se que para estimar a decomposição da variância e a função impulso-resposta utiliza-se o modelo VAR com as variáveis diferenciadas (AOUN, 2006).

Aoun (2006) utilizando metodologia semelhante, para o período de 1980 a 2000, concluiu que a competitividade externa causa o PIB *per capita* e a taxa de desemprego aberto. Além disso, constatou que o PIB *per capita* causa a taxa de desemprego aberto e o desemprego causa o PIB *per capita*.

Yoo (2005) analisou a relação entre consumo de eletricidade e crescimento econômico na Korea, de 1970 a 2002, e verificou que existe causalidade de curto prazo e causalidade forte do consumo de eletricidade, para o PIB naquele país e causalidade de longo prazo do crescimento econômico para o consumo de eletricidade.

Oh & Lee (2004), também estudaram a relação entre consumo de eletricidade e crescimento econômico na Korea, porém no período de 1970 a 1999. Eles observaram causalidade bidirecional de longo prazo entre consumo de eletricidade e PIB na Korea e causalidade de curto prazo do consumo de energia e crescimento econômico.

2.2 Fonte de dados

As séries utilizadas no presente trabalho foram consumo *per capita* de papel e PIB *per capita* do Brasil, para captar além do efeito da renda sobre o consumo de papel no país, o efeito da população sobre o consumo de papel. Os dados são anuais e de 1975 a 2006.

O consumo *per capita* de papel no Brasil, em tonelada/habitante, refere-se ao consumo aparente *per capita* ((produção+importação-exportação)/população) de papel e papelão, papel de jornal, papel de escrever e imprimir, e foi obtido no banco de dados da Food And Agriculture Organization (FAO, 2008).

O Produto Interno Bruto *per capita* do Brasil (PIB *per capita*), em R\$, foi utilizado como um indicador de renda e é do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. O mesmo foi obtido no *site* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), sendo corrigido pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) (IPEA, 2008).

Estas séries foram logaritmizadas para que os coeficientes encontrados expressem as elasticidades de impulso-resposta. O software utilizado foi o E-views 5.0.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Teste de raiz unitária

Os resultados do teste de ADF para as séries consumo *per capita* de papel e PIB *per capita* no Brasil, sinalizaram ser não estacionárias em nível, pois os valores calculados foram menores em módulo que seus valores críticos. Mas, observou-se que essas séries passaram a ser estacionárias em primeira diferença (Tabela 1).

3.2 Teste de Causalidade de Granger

Os resultados do teste de causalidade de Granger foram descritos na Tabela 2.

Com base na Tabela 2, nota-se ausência de causalidade de curto prazo (p-valor = 0,22), longo prazo (p-valor = 0,50) e de causalidade forte (p-valor = 0,37) do consumo *per capita* para o PIB *per capita*. Por outro lado, foi observada causalidade unidirecional do PIB *per capita* para o consumo *per capita* no longo prazo (p-valor = 0,001) e ausência de causalidade de curto prazo (p-valor = 0,68) e de causalidade forte (p-valor = 0,74) do PIB *per capita* para o consumo *per capita*.

Assim, pode-se dizer que políticas que contribuam para o crescimento da renda *per capita* no país, provavelmente, aumentaram o consumo de papel, no longo prazo. E, políticas que contribuam para a redução da renda *per capita* no país, provavelmente, diminuiram o consumo de papel, no longo prazo. Dessa forma, se há expectativa de crescimento da economia brasileira, é importante que haja políticas para o desenvolvimento da produção nacional de papel para que não aumente as importações do produto.

Ressalta-se, ainda, que essa análise pode dar suporte para o argumento de que aumento na renda, *ceteris paribus*, aumenta o consumo de papel no Brasil.

3.3 Testes de Johansen para co-integração

Os resultados dos testes de raiz unitária indicando que as séries de consumo *per capita* de papel e PIB *per*

Tabela 1 – Resultados do teste de ADF.**Table 1** – ADF test results.

Séries	Modelos	Valores críticos	Estatísticas do teste ADF	
			Consumo <i>per capita</i> de Papel	PIB <i>per capita</i>
		$\tau_{\alpha=0,01}$	$\tau_{calculado}$	$\tau_{calculado}$
Em Nível	Com intercepto e tendência	-4,273277	-3,304996	-3,401246
	Somente com intercepto	-3,653730	-0,642462	-2,916545
	Sem intercepto e sem tendência	-2,639210	1,631747	0,002476
Na Primeira Diferença	Com intercepto e tendência	-4,273277	-7,620036	-4,415173
	Somente com intercepto	-3,653730	-7,759839	-4,510791
	Sem intercepto e sem tendência	-2,639210	-7,270728	-4,582527

Fonte: Dados da Pesquisa.

Tabela 2 – Resultados do teste de causalidade de Granger baseado no VECM.**Table 2** – Granger's causality test results based on the VECM.

Hipótese Nula	Causalidade fraca ou de Curto Prazo	Causalidade de Longo Prazo	Causalidade forte
	Estatística F de Wald	Estatística t	Estatística F de Wald
Consumo Granger não causa Renda	1,58305 (0,22382)	0,03991 (0,500)	1,08947 (0,3718)
PIB Granger não causa Consumo	0,37877 (0,68829)	-3,45386 (0,001)	0,29572 (0,7466)

Fonte: Dados da pesquisa. Os valores entre parênteses são os p-valores.

capita no Brasil possuem a mesma ordem de integração, permitiu a realização da análise de cointegração.

Segundo os critérios razão de verossimilhança (LR) e Schwarz, o modelo VAR para as séries sob análise deve possuir duas e uma defasagem, respectivamente. Já o critério de Akaike e Hannan Quinn indica que o lag mais adequado seria três (Tabela 3). A escolha do número de defasagens levou em conta o critério de Akaike, pois apenas uma defasagem poderia não ser suficiente para captar a verdadeira relação entre as variáveis analisadas.

Os p-valores do componente de tendência significativos nas duas séries em nível permitiram a realização do teste de Johansen e identificação do número de vetores de co-integração nas séries de consumo *per capita* de papel e PIB *per capita* no Brasil, pelo modelo de estimação que considera tendências determinísticas lineares nos dados em nível, mas equações de cointegração

somente com intercepto. Os resultados, obtidos pelos testes do traço e do máximo autovalor, estão na Tabela 4.

Como pode-se verificar, a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração foi rejeitada em nível de 1%. Assim, as séries de consumo *per capita* de papel e PIB *per capita* consideradas contêm um único vetor de co-integração (Tabela 4).

Na Tabela 5, estão os resultados do VECM considerando na normalização que a variável PIB *per capita* no Brasil assumiu valor igual à unidade.

A estimativa do coeficiente de longo prazo (β) demonstrou que, no período de 1975 a 2006, um aumento de 1% no PIB *per capita* do Brasil aumentou o consumo *per capita* de papel em 8,19% e vice-versa. O coeficiente de curto prazo (α) indica que 5,07% do desequilíbrio de curto prazo referente à trajetória de longo prazo são corrigidos a cada ano.

Tabela 3 – Determinação do número de defasagens do modelo VAR.**Table 3** – Determination of the number of discrepancies of VAR model.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	86,29146	NA	2,00e-05	-5,143216	-4,959999	-5,082485
1	97,15017	19,00276	1,31e-05	-5,571886	-5,205452*	-5,450423
2	103,0776	9,632049*	1,17e-05	-5,692349	-5,142698	-5,510156
3	108,7215	8,465934	1,07e-05*	-5,795097*	-5,062229	-5,552172*

Fonte: Resultados da Pesquisa. * indica a ordem selecionada pelo critério.

Tabela 4 – Resultados do teste de co-integração para as séries consumo *per capita* de papel e PIB *per capita*, Brasil, 1975 – 2006.**Table 4** – Co-integration test results for the series per capita consumption of paper and per capita GDP, Brazil, 1975 - 2006.

Hipótese nula	Teste do Traço	Valor Crítico (1%)	Teste do máximo autovalor	Valor Crítico (1%)
r=0	20,96096 *	20,04	19,83045 *	18,63
r≤1	1,130505	6,65	1,130505	6,65

Fonte: Dados da pesquisa. * indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Tabela 5 – Estimativa dos parâmetros de longo prazo (β) e de curto prazo (α) para as séries consumo *per capita* de papel e PIB *per capita*, Brasil, 1975 – 2006.**Table 5** – Estimate of the parameters of long run and of short run for the per capita consumption series of paper and per capita GDP, Brazil, 1975 – 2006.

Séries	Parâmetro de longo prazo	Parâmetro de curto prazo
Consumo <i>per capita</i> de Papel	1,000000	0,000852 ^{ns} (0,02134)
PIB <i>per capita</i>	8,192804 * (1,75452)	-0,050736 * (0,01469)

Fonte: Resultados da pesquisa. * significativo em nível de 1%; ns = não significativo. Os valores entre parênteses representam o desvio padrão.

Tabela 6 – Resultado da decomposição da variância.**Table 6** – Variance decomposition results.

Ano	Decomposição da Variância do PIB <i>per capita</i> (%)		Decomposição da Variância do Consumo de Papel (%)	
	PIB <i>per capita</i>	Consumo <i>per capita</i> de Papel	PIB <i>per capita</i>	Consumo <i>per capita</i> de Papel
1	100,0000	0,000000	49,34525	50,65475
2	99,14507	0,854929	58,38094	41,61906
3	98,94193	1,058074	63,69230	36,30770
4	98,94372	1,056284	65,48167	34,51833
5	98,93309	1,066912	65,52727	34,47273
6	98,92548	1,074524	65,62585	34,37415
7	98,92386	1,076140	65,75181	34,24819
8	98,92387	1,076129	65,79168	34,20832
9	98,92379	1,076208	65,79415	34,20585
10	98,92366	1,076341	65,79502	34,20498

Fonte: Dados da Pesquisa.

3.4 Decomposição da variância e função de impulso-resposta

Os resultados apresentados na Tabela 6 demonstraram que o consumo *per capita* de papel no Brasil explica uma parcela muito pequena do erro de previsão, em cada ano. Por outro lado, essa variável sofreu influência considerável do crescimento do PIB *per capita* brasileiro. Observou-se que, no primeiro ano, o PIB *per capita* explica 49,34% das variações no consumo *per capita* de papel no Brasil. Mas, do segundo ao décimo ano, o PIB *per capita* passou a explicar uma maior parcela do consumo *per capita* de papel no Brasil. No segundo ano, por exemplo, o PIB *per capita* explicou 58,38% do consumo *per capita* de papel, no país. Por outro lado, no primeiro ano o consumo *per capita* de papel não explicou o PIB *per capita*. No segundo ano, o consumo *per capita* de papel explicou 0,85% do PIB *per capita*. Raciocínio análogo pode ser feito para os outros períodos (Tabela 6).

No tocante à função de impulso-resposta, foi discutido o impacto do PIB *per capita* sobre o consumo *per capita*, em cada ano, em termos de elasticidades e vice-versa. Deste modo, os dados da Tabela 7 revelam que, no primeiro ano, um aumento inesperado de 10% no PIB *per capita* tende a levar ao aumento no consumo de papel em 0,48%. No segundo ano, um aumento inesperado de 10% no PIB *per capita* aumentou o consumo *per capita* de papel em 0,32%. De forma semelhante, podem ser interpretadas as elasticidades nos

demais períodos. Constatou-se, também, que o incremento inesperado no consumo *per capita* de papel não afetou o PIB *per capita* do primeiro ao décimo ano, uma vez que as elasticidades variaram de -0,000% a 0,001%.

Ressalta-se que Hetemäki (2008), analisando a relação entre consumo de papel e a renda nos Estados Unidos, observou que, de 1987 a 2007, o consumo de papel de jornal, imprimir, escrever e de revista no país caiu e o PIB aumentou. Já na Alemanha, a autora constatou que não ocorreu declínio do consumo de papel de escrever, imprimir e de revista com o crescimento do PIB do país. Segundo a autora, a queda no consumo de papel em alguns países pode estar relacionada com o desenvolvimento da tecnologia da informação, pois isso possibilita à população ler, por exemplo, jornais e revistas na internet. Isso é o que se esperava no Brasil. Mas, o consumo de papel no país aumentou muito nos últimos anos, assim como a população e o nível de escolaridade (FAO, 2008; IBGE, 2008; IPEA, 2008).

4 CONCLUSÕES

Do presente trabalho conclui-se que existe relação causal a longo prazo da renda *per capita* para consumo *per capita* de papel no Brasil e ausência de causalidade no curto prazo e de causalidade forte entre essas variáveis. Isso significa que a renda *per capita* afeta diretamente o consumo *per capita*, de longo prazo, de papel no Brasil; a análise da decomposição da variância do erro de previsão deixa claro o poder explanatório da renda *per capita* sobre

Tabela 7 – Resposta do consumo *per capita* de papel ao PIB *per capita* e do PIB *per capita* ao consumo *per capita* de papel.

Table 7 – Response of paper *per capita* consumption to *per capita* GDP and of *per capita* GDP to paper *per capita* consumption.

Ano	Resposta do PIB <i>per capita</i> (%)		Resposta do Consumo <i>per capita</i> de Papel (%)	
	PIB <i>per capita</i>	Consumo <i>per capita</i> de Papel	PIB <i>per capita</i>	Consumo <i>per capita</i> de Papel
1	0,059015	0,000000	0,048097	0,048731
2	0,052696	-0,007347	0,032126	-0,003193
3	0,029226	-0,004701	0,032186	-0,010615
4	0,006953	-0,000621	0,019282	-0,002831
5	-0,005089	0,001028	0,003171	0,000487
6	-0,007302	0,001067	-0,004718	0,000860
7	-0,004686	0,000599	-0,005263	0,000676
8	-0,001501	0,000154	-0,002965	0,000365
9	0,000400	-8,73E-05	-0,000734	7,16E-05
10	0,000930	-0,000139	0,000446	-8,12E-05

Fonte: Dados da Pesquisa.

o consumo *per capita* de papel do primeiro ao décimo ano; e, observou-se baixa sensibilidade do consumo *per capita* de papel frente à renda *per capita* em cada período, com a análise da função de impulso-resposta.

Sugere-se que outros estudos semelhantes a esse sejam feitos analisando o consumo *per capita* de papel por tipo e renda *per capita* no Brasil, e, ainda, um estudo sobre a influência do nível de escolaridade, no consumo *per capita* de papel no país.

5 AGRADECIMENTOS

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à Fundação de Amparo a Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) pelo financiamento e à Universidade Federal de Viçosa pela infraestrutura e pessoal.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AOUN, S. Relação de causalidade entre agregados econômicos nas décadas de 1980 e 1990 no Brasil. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 36, n. 9, set. 2006.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE CELULOSE E PAPEL. **Setor de celulose e papel**. 2007. Disponível em: <<http://www.bracelpa.org.br>>. Acesso em: 3 abr. 2008.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE CELULOSE E PAPEL. **História do papel no Brasil**. Disponível em: <<http://www.bracelpa.org.br>>. Acesso em: 3 abr. 2008.
- BABULA, R. A.; BESSLER, D. A. The corn-egg price transmission mechanism. **Southern Journal of Agricultural Economics**, p. 79-86, 1990.
- COELHO, A. B. A Cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 42, n. 1, p. 153-169, 2004.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: J. Wiley, 1995. 433 p.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, p. 251-276, 1987.
- EVIEWS. **User's guide**. Versão 5.0. Irvine: QMS, 2004. 978 p.
- FAE BUSINESS. O mercado de papel e celulose. **Revista Fae Business**, n. 1, 2001.
- FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION. Disponível em: <<http://www.fao.org>>. Acesso em: 23 fev. 2008.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.
- HETEMÄKI, L. **The structural change of communication paper markets and the implications**. Disponível em: <<http://www.metla.fi/pp/LHet/hetemaki-structural-change-paper-markets.pdf>>. Acesso em: 15 abr. 2008.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 20 mar. 2008.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 10 out. 2008.
- LIMA, J. E. **Causalidade**. Viçosa, MG: UFV, 2008. 3 p.
- MARGARIDO, M. A. **Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil**. 2001. 74 p. Tese (Doutorado em Ciências) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.
- NOGUEIRA, F. T. P.; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E. Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 15, n. 2, p. 91-112, maio/ago. 2005.
- OH, W.; LEE, K. Causal relationship between energy consumption and GDP revisited: the case of Korea 1970 – 1999. **Energy Economics**, Guildford, v. 26, p. 51-59, 2004.
- SEDDIGHI, H. R.; LAWYER, K. A.; KATOS, A. V. **Econometrics: a practical approach**. London: Routledge, 2000. 396 p.
- YOO, S. H. Electricity consumption and economic growth: evidence from Korea. **Energy Policy**, Surrey, v. 33, p. 1627-1632, 2005.