

CHOQUE DE PREÇO NO MERCADO DE CARVÃO VEGETAL: 1997/2005

Rommel Noce¹, Juliana Lorensi do Canto¹, Juliana Mendes de Oliveira², Rosa Maria Miranda Armond Carvalho³,
Marcelo José Braga⁴, Márcio Lopes da Silva⁵, Lourival Marin Mendes⁶

(recebido: 16 de março de 2007; aceito: 28 de novembro de 2007).

RESUMO: Objetivou-se com este estudo analisar a relação entre o preço do ferro gusa e o preço do carvão vegetal através da estimação do choque de preço em curto prazo que a variação da *proxy* do preço da tonelada de ferro gusa causou sobre o preço do mdc de carvão vegetal no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2005. Utilizou-se modelo defasado com correção através de esquema de média móvel ($MA(4)$), que permitiu observar que o choque de preço se distribuiu em três períodos. Concluiu-se que o maior percentual de variação dos preços de carvão vegetal ocorreu no mês seguinte à variação do preço de ferro gusa e que o modelo defasado acrescido de mecanismos de correção por média móvel mostrou-se eficiente para estimar a relação de preço entre carvão vegetal e ferro gusa.

Palavras-chave: Economia florestal, defasagem distribuída, carvão vegetal.

PRICE SHOCK OF THE MARKET OF CHARCOAL: 1997/2005

ABSTRACT: This study analyzed the relationship between the price of cast-iron and the price of charcoal through the estimate of the price shock of short run that the proxy variation of the price of the ton of cast-iron caused on the price of the mdc of charcoal from January, 1997 to December, 2005. A dephased model was used corrected through mobile average ($MA(4)$) model, allowing to conclude that the price shock was distributed in three periods. It was also concluded that the largest percentage of price variation of charcoal happened in the next month of the variation of the price of cast-iron and that the dephased model added with correction mechanisms by mobile average was efficient to estimate the price relationship of charcoal-cast-iron.

Key words: Forest economy, distributed discrepancy, charcoal.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil lidera a produção mundial de carvão vegetal que é absorvida em maior parte pelo estado de Minas Gerais (ABRACAVE, 2001). A atividade de carvoejamento também desempenha um importante papel econômico no estado de São Paulo enquanto insumo energético em indústrias como olarias (MEIRA et al., 2005).

O consumo de carvão vegetal concentra-se na produção de ferro gusa da indústria siderúrgica (PAULA, 1992). Demanda que representa um dos principais elos de articulação entre as indústrias siderúrgicas e o contexto socioeconômico através de estruturas sociais que surgem

para viabilizar a produção (MONTEIRO, 2004).

A utilização do carvão vegetal como recurso energético em diversos estados brasileiros associada à dependência de condições climáticas, pressões ecológicas, legislação, conjunturas externas e a concorrência do carvão mineral importado favorece um ambiente de incerteza na cadeia produtiva (REZENDE et al., 1988).

A discussão dos efeitos que os choques de preço causam no mercado do carvão vegetal é importante tanto para a formulação de políticas para o setor como para os agentes participantes, diante da incerteza dos preços e da perspectiva de alteração de renda da atividade (FONTES et al., 2005).

¹Programa de Pós-Graduação em Ciência Florestal da Universidade Federal de Viçosa/UFV – 36570-000 – Viçosa, MG – rommelnoce@yahoo.com.br; jlcanto@terra.com.br

²Programa de Pós-Graduação em Ciência e Tecnologia da Madeira da Universidade Federal de Lavras/UFLA – Cx. P. 3037 – 37200-000 – Lavras, MG – julianameoli@yahoo.com.br

³Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal de Lavras/UFLA – 37200-000 – Lavras, MG – rosamaria@homenet.com.br

⁴Professor do Departamento de Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa/UFV – 36570-000 – Viçosa, MG – mjbraga@ufv.br

⁵Professor do Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Viçosa/UFV – 36570-000 – Viçosa, MG – marlosil@ufv.br

⁶Professor do Departamento de Ciência Florestal da Universidade Federal de Lavras/UFLA – Cx. P. 3037 – 37200-000 – Lavras, MG – lourival@ufla.br

Faz-se necessária uma análise atualizada do comportamento dos preços para disponibilizar informações que subsidiem a tomada de decisão e o planejamento dos atores sociais envolvidos na atividade (COELHO JUNIOR et al., 2006).

Pressupôs-se que o aumento da demanda por ferro gusa ocasionou os aumentos de preço verificados nos últimos anos, deslocando a curva de oferta desse bem. Deslocamentos de oferta de um bem aumentam a demanda por seus insumos e elevam seus preços de equilíbrio em curto prazo até o mercado estabelecer novas condições de equilíbrio entre a oferta e a demanda do insumo (VARIAN, 1999). Sendo o carvão vegetal insumo para a produção de ferro gusa, assume-se que essas alterações nos preços do ferro gusa afetam diretamente os preços do carvão vegetal.

Assim, conduziu-se este trabalho, com o objetivo de analisar a relação entre o preço do ferro gusa e o preço do carvão vegetal. Especificamente buscou-se estimar o choque em curto prazo que a variação do preço da tonelada de ferro gusa causou sobre o preço do carvão vegetal no período de 1997 a 2005.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Modelo proposto

O modelo com defasagens distribuídas (X_{t-1} , X_{t-2}) considera que a dependência da variável Y em relação a variável X não é instantânea, levando um certo tempo para que a relação faça efeito. O efeito da defasagem ocorre, muitas vezes, por motivos institucionais como, por exemplo, obrigações contratuais (GUJARATI, 2006).

O modelo de defasagens distribuídas mostrou-se estável até a segunda defasagem (X_{t-2}). A partir deste ponto o acréscimo de defasagens implicava a perda de qualidade no ajustamento.

Inicialmente estimou-se o seguinte modelo:

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + \beta_2 \ln X_{t-1} + \beta_3 \ln X_{t-2} + u_t$$

Sendo:

Y_t : preço mensal do mdc de carvão vegetal, em dólares;
 X_t : proxy do preço mensal da tonelada de ferro gusa, em dólares;
 β_0 : intercepto;
 $\beta_1, \beta_2, \beta_3$: coeficientes angulares;
 u_t : termo de erro.

Esperava-se que os sinais para os parâmetros das variáveis *proxis* de preço (X_t) se mostrassem positivos,

indicando que o choque de preço do ferro gusa exerceu influência sobre o preço do carvão vegetal no mesmo sentido, uma vez que o carvão vegetal é insumo para a produção de ferro gusa.

Em virtude da autocorrelação dos termos de erro do primeiro modelo de regressão estimado, foram inseridas médias móveis (MA), tendo em vista a representação da média das observações passadas recentes. Autocorrelação serial ocorre quando há dependência entre os termos de erro. A ausência de autocorrelação pressupõe que nenhum dos termos de erro das observações é influenciado pelo termo de erro de qualquer das outras observações. Dentre os fatores que levam a autocorrelação destaca-se o efeito teia de aranha, onde a variável dependente reage a variável explicativa com defasagem (GUJARATI, 2006). Dessa forma, o modelo proposto foi:

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + \beta_2 \ln X_{t-1} + \beta_3 \ln X_{t-2} + MA(1) + MA(2) + MA(3) + MA(4) + u_t$$

Sendo:

$MA(1)$, $MA(2)$, $MA(3)$, $MA(4)$: médias móveis;

Utilizou-se $MA(4)$ já que os parâmetros se mostraram significantes até a $M(4)$ sem perda de estabilidade do modelo e qualidade do ajustamento.

Os termos de média móvel (MA) foram incluídos no modelo de regressão considerando que as flutuações nos valores passados representam flutuações aleatórias à volta de uma curva “suave”. Quanto maior o número de observações incluídas na média móvel, maior o efeito de alisamento na previsão (WHEELWRIGHT & MAKRIDAKIS, 1985). Assim, caso a série temporal apresente muita aleatoriedade ou pequenas mudanças nos padrões, um número maior de valores pode ser utilizado no cálculo da média móvel, obtendo-se uma previsão mais alisada. Entretanto, se houver pouca flutuação aleatória nos dados ou mudança significativa no padrão da série, um número menor de observações deve ser incluído no conjunto de valores empregado na determinação da média para que se possa reagir a essas alterações mais rapidamente.

As médias móveis também representam o erro de eventos aleatórios que não podem ser explicados pelo modelo, ou seja, o valor previsto para a observação depende dos valores dos erros observados em cada período passado. Além disso, pode ser usada para suavizar efeitos sazonais.

A correção através de média móvel para séries temporais de preço de carvão já foi utilizada para estimar o

modelo *ARIMA*. O que permitiu distinguir o comportamento dos preços em função da origem da madeira ser de floresta nativa ou de rápido crescimento (COELHO JUNIOR et al., 2006).

2.2 Obtenção dos dados e definição das variáveis

Os dados de preço do carvão vegetal, que representaram as observações da variável dependente, foram obtidos na Associação Mineira de Silvicultura (AMS, 2007), constituídos de séries temporais de periodização mensal de 1997 a 2005, correspondendo aos preços FOB mensais do mdc de carvão vegetal, em dólares. Como variável explicativa (*X*) foi utilizada uma variável *proxy* correspondentes aos preços mensais da tonelada de ferro gusa, em dólares. A variável *proxy* foi obtida pela razão entre o valor total das exportações da siderurgia brasileira, em dólares, e o total da produção brasileira de ferro gusa, em toneladas obtidos no Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA, 2007). A tendência da variável *proxy* foi comparada com a tendência do preço do ferro gusa, de janeiro de 2004 a junho de 2005, observando-se uma relação de pertinência entre elas. A utilização da variável *proxy* fez-se necessária face a indisponibilidade dos dados de preço reais para o período e escala de tempo necessários à realização deste estudo. Ambas as séries foram ajustadas pelo índice do dólar real com ano 2.000 base 100 (IPEA, 2007).

2.3 Estimação do modelo e análise estatística

O processo estocástico estacionário ou estacionariedade das séries temporais foi testado através do teste de raiz unitária de *Dickey-Fuller*. O procedimento de *Dickey-Fuller* aumentado testa a hipótese nula de raiz unitária ou série temporal não estacionária ($\delta = 0$) para as três possibilidades: (a) passeio aleatório sem deslocamento ($\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \alpha \Delta Y_{t-1} + u_t$), (b) passeio aleatório com deslocamento ($\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \alpha \Delta Y_{t-1} + u_t$) e (c) passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência estocástica ($\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha \Delta Y_{t-1} + u_t$). Sob a hipótese nula o valor de *t* de *Student* estimado do coeficiente Y_{t-1} segue a estatística τ (tau) e a probabilidade de erro máxima permitida foi de 5%. A inclusão dos valores defasados da variável dependente ΔY_t permite a possibilidade de u_t apresentar autocorrelação (GUJARATI, 2006).

Para a situação de não estacionariedade das séries temporais fez-se o teste de co-integração de *Engle-Granger* para evitar a estimação de uma regressão espúria. Para

isso foi estimada uma regressão entre as duas séries temporais ($Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$), de onde foram obtidos os resíduos (u_t) estimados, aos quais aplicou-se o teste de raiz unitária de *Dickey-Fuller*. Os valores críticos de significância do teste foram comparados com os valores críticos de τ (tau) recalculados por *Engle e Granger* e a probabilidade de erro máxima permitida foi de 5%.

O método de estimação dos modelos de regressão utilizado neste trabalho foi o dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Utilizou-se como indicador da qualidade da regressão o Coeficiente de determinação (R^2); a significância geral foi testada por meio do teste *F*, sob hipótese de nulidade de todos os coeficientes estimados serem simultaneamente iguais à zero ($\beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_1 = 0$); a significância de cada parâmetro estimado foi verificada pelo teste *t* considerando a hipótese nula de que cada coeficiente estimado é individualmente igual à zero ($\beta_i = 0$); verificou-se ainda a normalidade dos resíduos através do teste *Jarque-Bera* considerando a hipótese nula de que os resíduos são normalmente distribuídos, premissa necessária para a validade tanto das estatísticas dos testes anteriores como a estimação dos parâmetros (MADALLA, 2003).

A presença de autocorrelação dos termos de erro foi verificada por meio da observação do correlograma e pelo teste de *Breusch-Godfrey* (teste *LM*).

No teste de *Breusch-Godfrey* os resíduos (\hat{u}_t) da regressão são obtidos e estimados como variável dependente em uma regressão auxiliar contra a variável independente X_t e seus próprios valores defasados:

$$\hat{u}_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t$$

O coeficiente de determinação (R^2) da regressão auxiliar estimada multiplicado por $(n - p)$ segue a distribuição X^2 (qui-quadrado), com p graus de liberdade. Sendo:

n : número de observações;

p : número de defasagens do termo de erro (\hat{u}_t).

Se $(n-p)R^2$ for superior ao valor crítico ou tabelado ao nível de significância máximo de 5%, a hipótese nula de ausência de autocorrelação ou de que pelo menos um ρ é diferente de zero é rejeitada.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

As hipóteses nulas de raiz unitária das séries temporais, de periodicidade mensal para o período de 1997 a 2005, *Y* (preço do mdc do carvão vegetal) e *X* (*proxy* do preço da tonelada do ferro gusa) não foram rejeitadas no

nível de significância de 1%, 5% e 10% pelo teste *Dickey-Fuller*. Admitiu-se que as séries são $I(1)$, não estacionárias e dessa forma não apresentam variância e média constante ao longo do tempo.

O termo de erro (u_t) gerado na regressão simples ($Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$), entretanto mostrou-se estacionário pelo teste de co-integração de *Engle-Granger*, onde a hipótese nula de raiz unitária de u_t foi rejeitada a 1% de probabilidade de erro, o que implica em admitir que as séries Y e X são co-integradas, tendendo ao equilíbrio e podendo ser regredidas sem que haja uma probabilidade significativa de ocorrer regressão espúria.

O modelo proposto mostrou-se estatisticamente significativo pelo teste F (significância geral) e a hipótese nula de que os coeficientes são conjuntamente iguais a zero foi rejeitada a 1% de probabilidade. Os coeficientes das variáveis explicativas apresentaram valores significativos no teste t de *Student* a 1% de probabilidade rejeitando a hipótese nula de β_i igual à zero para todos os parâmetros (Tabela 1).

Por meio do teste de *Jarque-Bera* a hipótese nula de normalidade dos resíduos não foi rejeitada a 1% de probabilidade, de forma que se admitiu a distribuição normal nos parâmetros.

O valor obtido no teste de *Durbin-Watson* (0,39) associado ao alto valor obtido no teste F indicou a presença de autocorrelação nos termos de erro (Tabela 1). A autocorrelação foi confirmada por meio do teste de *Breusch-Godfrey* que rejeitou, ao nível de 1% de significância, a hipótese nula de ausência de autocorrelação dos termos de erro, havendo possibilidade da estimação por MQO ter gerado estimadores que, embora se mostrem lineares, não tendenciosos e consistentes, não sejam eficientes por não apresentarem variância mínima, o que tende a

ampliar os intervalos de confiança invalidando os testes t e F .

A autocorrelação foi corrigida por meio da inserção de processo de média móvel ($MA(4)$), sendo a eficiência da correção comprovada por meio do teste de *Breusch-Godfrey*, que aplicado ao modelo corrigido levou a não rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação entre os termos de erro.

O modelo corrigido mostrou-se estatisticamente significativo pelo teste F (significância geral), onde a hipótese nula de que os coeficientes são conjuntamente iguais a zero foi rejeitada a 1% de probabilidade. Os coeficientes das variáveis explicativas apresentaram valores significativos no teste t de *Student* a 1% de probabilidade, rejeitando a hipótese nula de β_i igual a zero para todos os parâmetros, a exceção de β_0 que se mostrou significativa a 10% de probabilidade. Sendo que os parâmetros se mostraram com sinal coerente, como o carvão vegetal é insumo para a produção do ferro gusa os deslocamentos das curvas de oferta e demanda e, por conseqüência, as variações dos preços são no mesmo sentido (Tabela 2).

A distribuição normal dos resíduos foi comprovada pelo teste *Jarque-Bera* que levou a não rejeição da hipótese nula de distribuição normal dos resíduos.

O valor de R^2 indica que 94,09% das variações do preço do carvão no período de 1997 a 2005 se justificam pelas variações no preço do ferro gusa e pelos ajustes da média móvel do termo de erro (Tabela 2).

O modelo econométrico ajustado foi:

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + \beta_2 \ln X_{t-1} + \beta_3 \ln X_{t-2} + \gamma_1 MA_{(1)} + \gamma_2 MA_{(2)} + \gamma_3 MA_{(3)} + \gamma_4 MA_{(4)} + u_t$$

Tabela 1 – Ajuste do modelo proposto.

Table 1 – Adjustment of the proposed model.

Variáveis	Variável dependente $\ln Y_t$			
	Coefficientes	Erro padrão	T estatístico	Prob.
β_0 (constante)	-1,545067	0,371614	-4,157724	0,0001
$\ln X_t$	0,360773	0,086216	4,184508	0,0001
$\ln X_{t-1}$	0,314688	0,088340	3,562250	0,0006
$\ln X_{t-2}$	0,245673	0,088458	2,777294	0,0067
R^2	0,628537	F estatístico		50,76167
R^2 ajustado	0,616155	Prob. (F estatístico)		0,000001
<i>Durbin-Watson</i>	0,398071			

Tabela 2 – Ajuste do modelo corrigido.

Table 2 – Adjustment of the corrected model.

Variáveis	Variável dependente $\ln Y_t$			
	Coefficientes	Erro padrão	t estatístico	Prob.
β_0 (constante)	0,627197	0,361217	1,736345	0,0856
$\ln X_t$	0,173138	0,033474	5,172333	0,0001
$\ln X_{t-1}$	0,222109	0,034282	6,478884	0,0001
$\ln X_{t-2}$	0,090769	0,032039	2,833061	0,0056
MA(1)	1,067764	0,084892	12,57787	0,0001
MA(2)	0,971295	0,077387	12,55113	0,0001
MA(3)	1,024286	0,074441	13,75964	0,0001
MA(4)	0,618891	0,076703	8,068681	0,0001
R^2	0,940936	F estatístico		223,0303
R^2 ajustado	0,936717	Prob. (F estatístico)		0,000001
Durbin-Watson	1,624700			

As médias móveis se mostraram significativas até a MA(4), suavizando os efeitos sazonais e a aleatoriedade.

É justificável a partir da qualidade do ajustamento interpretar os valores dos parâmetros estimados ($\beta_1, \beta_2, \beta_3$) como os choques que a variação da proxy do preço da tonelada do ferro gusa exerce sobre a variação do preço do carvão vegetal.

O valor estimado do coeficiente β_0 (0,627197) representa o logaritmo do preço do mdc de carvão vegetal em cenário hipotético que o ferro gusa não possua valor de venda, o que não faz sentido econômico (Tabela 2).

O valor estimado do coeficiente β_1 (0,173138) mostra a elasticidade preço do carvão vegetal em relação à proxy do preço da tonelada do ferro gusa. Implicando que para uma variação de 1% no preço do ferro gusa o preço do carvão vegetal irá variar em 0,17 % em mesmo sentido no mesmo mês em que ocorrem (Tabela 2).

O parâmetro estimado β_2 (0,222109) indica a elasticidade preço do carvão vegetal em relação à proxy do preço do ferro gusa com defasagem de um mês. O que implica em que uma variação de 1% na proxy do preço da tonelada do ferro gusa gera variação de 0,22% sobre o preço do carvão vegetal no mês seguinte (Tabela 2).

O valor estimado de β_3 (0,090769) representa a elasticidade preço do mdc de carvão em relação à proxy do preço da tonelada de ferro gusa com defasagem de dois períodos. De forma que cada 1% de variação na proxy do preço da tonelada do ferro gusa gera variações de 0,09% no preço do carvão vegetal de dois meses à frente (Tabela 2).

Assim depreende-se que para uma variação de 1% no preço mensal do ferro gusa o preço do carvão vegetal

sofreria variações de 0,17; 0,22 e 0,09% no mesmo mês, no mês posterior e após dois meses, respectivamente.

A maior parte do choque de preço recebido pelo preço do mdc de carvão vegetal está concentrada no 2º período temporal. O que se justifica por grande parte da produção que será entregue no mês que o preço do ferro gusa altera já estar contratada, o que também estende a duração do choque ao segundo mês após a alteração nos preços da tonelada do ferro gusa. O auto-abastecimento de parte da demanda de carvão vegetal suaviza a curva de demanda, contribuindo para a defasagem observada de forma que o choque de preço em curto prazo no mdc do carvão vegetal é estendido a três meses, totalizando 0,48% para variação de 1% na proxy do preço da tonelada do ferro gusa.

O modelo estimado possui a limitação de ter sido ajustado a partir de proxy para o preço do ferro gusa em substituição aos valores reais. Em decorrência de erros intrínsecos a proxy há possibilidade de divergência em relação a magnitude dos parâmetros estimados.

Notou-se, entretanto, relativa similaridade entre as curvas de tendência geradas pelos preços reais da tonelada de ferro gusa que foram observados para o período de janeiro de 2004 a julho de 2005 e pela proxy utilizada. Constatou-se que o valor do choque total estimado através do modelo corrigido

$$\left(\sum_{i=1}^{n=3} \beta_i \right)$$

é semelhante ao estimado, de forma exploratória, através da regressão dos valores médios anuais do preço do carvão

vegetal e do ferro gusa para o período de análise neste estudo. Assim, a relação entre as variáveis analisadas mostrou-se válida para o grau da defasagem observado e sua distribuição.

Esta informação é útil no sentido de estimar, em horizonte a curto prazo, curvas de expectativa de receita marginal para os produtores e de custos marginais de produção tanto para indústrias siderúrgicas como outros demandantes do carvão como energético; de forma a poder subsidiar a construção de modelos de equilíbrio para a cadeia produtiva, influenciando a concepção de políticas de preço e mecanismos de regulação de mercado e incentivo a atividade.

4 CONCLUSÕES

Para as condições em que foi desenvolvido este estudo conclui-se que:

O choque de preço de ferro gusa incide sobre o de carvão vegetal de forma defasada, exercendo influência sobre os preços mensais dos dois meses subsequentes a variação do preço de ferro gusa.

O maior percentual de variação dos preços de carvão vegetal ocorre no período $t-1$, ou seja, no mês seguinte a variação do preço de ferro gusa.

O modelo defasado acrescido de mecanismos de correção por média móvel mostrou-se eficiente para estimar a relação de preço entre carvão vegetal e ferro gusa.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE FLORESTAS RENOVÁVEIS – ABRACAVE. **Anuário estatístico de consumo de carvão vegetal**. Belo Horizonte, 2001. 10 p.
- ASSOCIAÇÃO MINEIRA DE SILVICULTURA – AMS. **Anuário estatístico de 2007**. Belo Horizonte, 2007. 19 p.
- COELHO JUNIOR, L. M.; REZENDE, J. L. P.; SÁFADI, T.; CALEGARIO, N. Análise temporal do preço do carvão vegetal oriundo de floresta nativa e de floresta plantada. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n. 70, p. 39-48, abr. 2006.
- FONTES, A. A.; SILVA, M. L.; LIMA, J. E. Integração espacial no mercado mineiro de carvão vegetal. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 29, n. 6, p. 937-946, 2005.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812 p.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **IPEA**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?515031765>>. Acesso em: 10 dez. 2006.
- MADDALA, G. S. **Introdução a econometria**. 3. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2003. 345 p.
- MEIRA, A. M.; BRITO, J. O.; RODRIGUEZ, L. C. E. Estudo de aspectos técnicos, econômicos e sociais da produção de carvão vegetal no município de Pedra Bela, São Paulo, Brasil. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 29, n. 5, p. 809-817, 2005.
- MONTEIRO, M. A. Siderurgia na Amazônia oriental brasileira e a pressão sobre a floresta primária. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS GRADUAÇÃO E PESQUISA EM AMBIENTE E SOCIEDADE - ANPPAS, 2., 2004, Indaiatuba, SP. **Anais...** Indaiatuba: ANNPAS, 2004. v. 1, p. 1-19.
- PAULA, G. M. Consumo de energia na siderurgia brasileira. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 20., 1992, Campos de Jordão. **Anais...** Campos do Jordão: ANPEC, 1992. CD-ROM.
- REZENDE, J. L. P.; SILVA, A. A. L.; BARROS, A. A. A. Variação estacional dos preços do carvão vegetal no Estado de Minas Gerais: período de 1981-1987. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 12, n. 2, p. 146-155, 1988.
- WHEELWRIGHT, S. C.; MAKRIDAKIS, S. **Forecasting methods for management**. 4. ed. New York: J. Wiley & Sons, 1985. 480 p.
- VARIAN, H. R. **Microeconomia: princípios básicos**. 4. ed. Rio de Janeiro: Campus, 1999. 740 p.