

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA

LUCAS SIQUEIRA DE CASTRO

ANÁLISE DA VOLATILIDADE NO MERCADO DE COMBUSTÍVEIS À
VAREJO NO BRASIL ATRAVÉS DAS CIDADES DE SÃO PAULO E DO RIO
DE JANEIRO

JUIZ DE FORA, MG – BRASIL
ABRIL DE 2013

ANÁLISE DA VOLATILIDADE NO MERCADO DE COMBUSTÍVEIS À
VAREJO NO BRASIL ATRAVÉS DAS CIDADES DE SÃO PAULO E DO RIO
DE JANEIRO

LUCAS SIQUEIRA DE CASTRO

TRABALHO DE CONCLUSÃO DE CURSO SUBMETIDO À COORDENAÇÃO
DO CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM MÉTODOS ESTATÍSTICOS
COMPUTACIONAIS DA UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
COMO PARTE DOS REQUISITOS NECESSÁRIOS PARA A CONCLUSÃO DO
CURSO

Aprovada por:

Profª. Ana Paula Barbosa Sobral, Ph.D.

JUIZ DE FORA, MG – BRASIL
ABRIL DE 2013

Resumo de Trabalho de Conclusão de Curso apresentado à Coordenação do Curso de Métodos Estatísticos Computacionais como parte dos requisitos necessários para conclusão do curso.

ANÁLISE DA VOLATILIDADE NO MERCADO DE COMBUSTÍVEIS À VAREJO NO BRASIL ATRAVÉS DAS CIDADES DE SÃO PAULO E DO RIO DE JANEIRO

LUCAS SIQUEIRA DE CASTRO

Abril/2013

Orientadora: Ana Paula Barbosa Sobral

Curso: Pós-Graduação em Métodos Estatísticos Computacionais

O objetivo deste trabalho foi analisar a volatilidade dos preços do etanol, da gasolina e do diesel nas duas cidades mais populosas do Brasil, São Paulo e Rio de Janeiro. As análises enfatizaram o risco desse mercado a varejo, medido pelo comportamento condicional da variância. Foram utilizados os modelos autorregressivos com heterocedasticidade condicional generalizada (GARCH) para o período entre janeiro de 2002 e dezembro de 2011. A confirmação de que a variabilidade dos retornos possui dependência condicional indicou para esses combustíveis altas persistências nas respostas aos choques nas variâncias, aumentando os gastos para os consumidores. O mercado de combustíveis do Rio de Janeiro se mostrou mais volátil que o de São Paulo. Em geral, para os consumidores da cidade do Rio de Janeiro valeria a pena abastecer diesel, seguido pela gasolina e etanol, sendo esse último o que apresenta a maior volatilidade dos preços. Em São Paulo, por sua vez, os consumidores deveriam abastecer diesel, etanol e gasolina, a mais volátil.

Palavras-chave: Volatilidade, GARCH, Combustíveis.

Paper Abstract presented to the Statistics Department Coordination at Juiz de Fora Federal State University as a part to fulfill the requirements for the Forecasting Computer Methods Course

ANALYSIS OF VOLATILITY IN THE RETAIL MARKET OF FUELS IN BRAZIL REPRESENTED BY CITIES OF SÃO PAULO & RIO DE JANEIRO

LUCAS SIQUEIRA DE CASTRO

April/2013

Advisor: Ana Paula Barbosa Sobral

Course: Forecasting Computer Methods

The aim of this study was to analyze the volatility of ethanol, gasoline and diesel in the two most populous cities of Brazil, São Paulo and Rio de Janeiro. The analysis emphasized the risk that the retail market, as measured by the behavior of the conditional variance. We used models with autoregressive conditional heteroscedasticity generalized (GARCH) for the period between January 2002 and December 2011. Confirmation that the variability of returns has indicated conditional dependence for these fuels high persistence in the responses to shocks variances, increased costs to consumers. The fuel market of Rio de Janeiro was more volatile than that of São Paulo. In general, for consumers in the city of Rio de Janeiro would be worth diesel fuel, followed by gasoline and ethanol, the latter being the one with the greater price volatility. São Paulo, in turn, should consumers diesel fuel, gasoline and ethanol, the most volatile.

Key-words: Volatility, GARCH, Fuel.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas dos retornos do etanol, diesel e gasolina para as cidades do Rio de Janeiro e de São Paulo entre os anos de 2002 a 2011.....	15
Tabela 2 – Teste de variância para as séries de retornos do etanol, diesel e gasolina para as cidades do Rio de Janeiro e de São Paulo entre os anos de 2002 a 2011.....	16
Tabela 3 - Teste de estacionariedade para as séries de retornos do preço do etanol, diesel e gasolina para as cidades do Rio de Janeiro e de São Paulo.....	17
Tabela 4 – Modelos GARCH para o etanol, o diesel e gasolina, respectivamente, das cidades do Rio de Janeiro e de São Paulo.....	18

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Produção de Gasolina, Diesel, Etanol no Brasil em barris (mil m ³) entre os anos de 2002 e 2011.....	8
Figura 2 – Consumo médio aparente por dia de Gasolina, Diesel, Etanol no Brasil em barris (mil m ³) entre os anos de 2002 e 2011.....	8
Figura 3 – Evolução semanal das séries de preços e retornos do etanol para as cidades de Rio de Janeiro e São Paulo entre os anos de 2002 e 2011.....	13
Figura 4 – Evolução semanal das séries de preços e retornos do diesel para as cidades de Rio de Janeiro e São Paulo entre os anos de 2002 e 2011.....	14
Figura 5 – Evolução semanal das séries de preços e retornos da gasolina para as cidades de Rio de Janeiro e São Paulo entre os anos de 2002 e 2011.....	14

SUMÁRIO

1) INTRODUÇÃO.....	7
2) METODOLOGIA.....	10
3) FONTE E NATUREZA DOS DADOS.....	13
4) RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	13
5) CONCLUSÕES.....	19
6) REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	19

1) INTRODUÇÃO:

O mercado de combustíveis brasileiro foi marcado por uma profunda intervenção governamental até a década de 1990, a partir da qual se deu início ao processo de desregulamentação que resultou na total abertura do mercado em janeiro de 2002.

Desregulamentação essa que permitiu a produção e comercialização em território nacional de combustíveis por outras empresas que não nacionais (Petrobras) com o intuito de aumentar o número de agentes em tal mercado e com isso dinamizar a escolha pelo consumidor do combustível, sobretudo através da variação de preços (ARAGÃO, 2005).

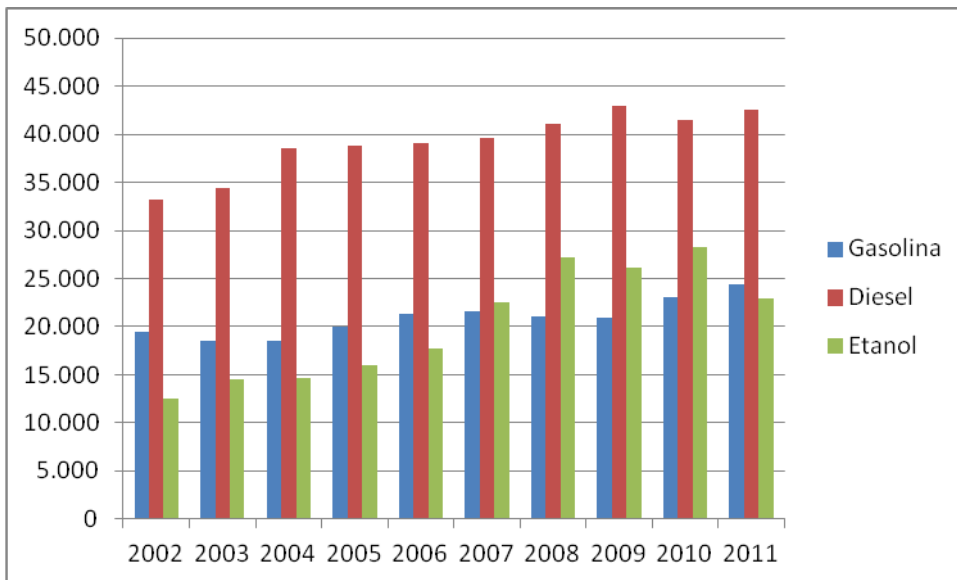
O resultado desse processo proporcionou aos consumidores no final de 2011 a escolha entre 39.027 postos revendedores com disposição de 101 bandeiras atuantes, as quais quatro concentraram 46,8% da revenda: BR (19,9%), Ipiranga (13,8%), Raízen (9,5%) e Alesat (3,6%). Os postos revendedores que operam na modalidade bandeira branca (podem ser abastecidos por qualquer distribuidora) obtiveram uma participação de 43,3% (ANP, 2013).

Novas tecnologias como a flex fuel ou total flex, fizeram com que os consumidores, a partir de 2003, tivessem a possibilidade de em um mesmo veículo utilizarem combustíveis diferentes (gasolina, etanol ou a mistura dos dois), o que tornou as variações de preços destes ainda mais intensas. Existem ainda outras combinações de veículos equipados com o pacote GNV (Gás Natural Veicular), além do diesel, aumentando ainda mais o grau de escolha do indivíduo.

A importância que a tecnologia flex fuel trouxe a escolha do consumidor pode ser vista através de um comparativo entre os anos de 2003 e 2011 sobre a produção de autoveículos (automóveis, comerciais leves, caminhões e ônibus). No ano de 2003 foram produzidos 1.561.285 de autoveículos a gasolina, 34.919 a etanol, 49.264 flex fuel e 182.323 a diesel (ANFAVEA, 2013).

Já no ano de 2011 foram produzidos 460.163 a gasolina, nenhum apenas a etanol, 2.550.875 flex fuel e 421.578 a diesel. Nesse caso a produção de autoveículos a gasolina caiu 70,53%, enquanto a de etanol se extinguiu. Os crescimentos observados ocorreram em relação aos flex fuel, 5077,97%, e por sua vez os movidos a diesel 131,33% (ANFAVEA, 2013).

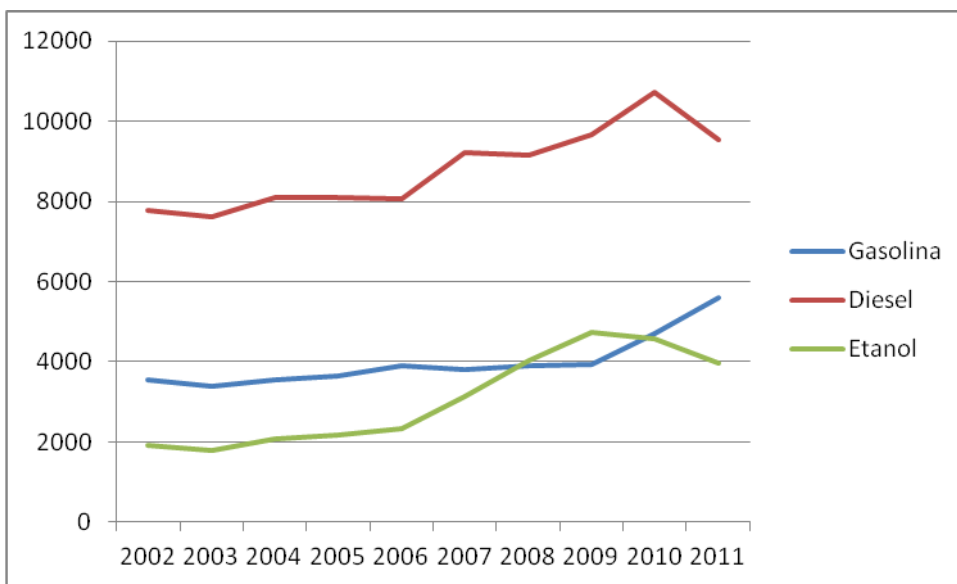
Acompanhando o aumento na produção de automotivos, mostra-se necessário analisar a produção e o consumo dos combustíveis referente ao mesmo período. As Figuras 1 e 2 abaixo disponibilizam essa informação:



Fonte: Feita pelos autores com base nos dados da ANP, 2013.

Figura 1 - Produção de Gasolina, Diesel, Etanol no Brasil em barris (mil m³) entre os anos de 2002 e 2011.

A produção de gasolina aumentou 25,93%, enquanto as produções de diesel e etanol aumentaram respectivamente 28,07% e 82,14%.



Fonte: Feita pelos autores com base nos dados da ANP, 2013.

Figura 2 - Consumo médio aparente por dia de Gasolina, Diesel, Etanol no Brasil em barris (mil m³) entre os anos de 2002 e 2011.

Abordando a dinâmica do consumo, pode ser visto que para o etanol houve um aumento de 107,61%, enquanto o consumo de diesel e gasolina aumentaram, respectivamente, 22,44% e 57,45%.

Proporcionalmente, pode ser visto que tanto a produção como o consumo de etanol foram os que mais aumentaram, apesar da queda nos anos de 2010 e 2011 em virtude da alta do preço do açúcar, produto concorrente na produção dos usineiros (ANP, 2013).

O Brasil aposta na produção de etanol muito em virtude da base tecnológica construída com o Proálcool, sobretudo a partir das décadas de 1970 e 1980. Andrade *et al.* (2009) constataram que o Proálcool foi um esforço do governo brasileiro em virtude da tentativa de desligamento existente na grande dependência do petróleo e de seus principais derivados, a gasolina e o diesel.

Paralelamente a esta análise nacional, tem-se a percepção de duas importantes cidades do país, São Paulo e Rio de Janeiro. Ambas capitais de seus respectivos estados e centros financeiros de referência do país, também são as duas cidades mais populosas bem como as mais consumistas de combustíveis. A primeira possui uma população de 11.253.503 milhões de habitantes (IBGE, 2013) que consumiram em 2011 cerca de 1.482.512.481 bilhões de litros de etanol hidratado (13,60% do país), 1.711.276.151 bilhões de litros de diesel (3,27%) e 2.748.148.763 bilhões de litros de gasolina (7,74%). A segunda conta com uma população de 6.320.446 milhões de habitantes (IBGE, 2013) que consumiram 253.366.026 milhões de litros de etanol hidratado (2,32% do país), 963.731.127 milhões de litros de diesel (1,84%) e 1.004.015.826 bilhão de litros de gasolina (2,83%) (ANP, 2013).

Frente à relevância do tema matriz de combustíveis brasileira e consumo de combustíveis, questões surgem muito em virtude da dependência nacional às cotações internacionais das *commodities* petróleo e açúcar, como pode ser visto em virtude do grande consumo de diesel, gasolina e etanol. Assim sendo, como se comportam os preços dos combustíveis a varejo nacionais, representando pelas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro?

Na literatura, trabalhos que tratam da volatilidade do mercado de combustíveis a varejo são escassos, o que se mostra o diferencial deste. Internacionalmente, destaca-se o trabalho de Zhang *et al.* (2009) que estudaram a relação da volatilidade dos preços do etanol com milho, soja, gasolina e petróleo nos EUA, através do modelo multivariado com heterocedasticidade condicional. Os resultados sugeriram que não existem ligações entre as volatilidades do petróleo, etanol e milho em qualquer período da análise.

Nacionalmente, tem-se Pinto Jr, *et al.* (2004) que analisaram a volatilidade dos preços da gasolina e dos preços internacionais do petróleo a partir do índice de instabilidade entre os anos de 2002 e 2004. Como resultado foi visto que a instabilidade dos preços da gasolina não refletiram as oscilações dos preços internacionais do petróleo.

Vasconcelos e Vasconcelos (2008) por sua vez modelaram a volatilidade nos preços de mercado da gasolina brasileira, através dos modelos ARCH e GARCH, no intuito de obterem uma base para acusações de formação de cartéis nas cidades de São Paulo, Florianópolis e Recife.

Utilizando dados semanais para examinar a média e a variância dessas séries temporais teve-se como resultado que a hipótese de maiores preços no período analisado em São Paulo e Recife. Porém, a hipótese de menor variância se confirmou somente em Recife.

Em outros tipos de mercado, Pimenta e Silveira (2012) captaram o efeito da negociação de futuros na volatilidade dos preços à vista no mercado de etanol hidratado brasileiro através de um modelo IGARCH. Os resultados mostraram que a oscilação dos preços à vista teve uma pequena alta após o início dos negócios. Contudo, não foi possível generalizar o aumento exclusivamente à introdução dos derivativos, dada a ocorrência de choques de oferta e de demanda no mercado à vista nos anos de 2010 e 2011.

Ainda abordando a volatilidade no mercado de etanol, Bellinghini et al. (2012) analisaram a ocorrência de contágio de volatilidade no mercado de combustíveis (etanol) considerando commodities agrícolas e de energia. Foram construídos dois cenários, sendo que no primeiro buscou-se identificar a presença de volatilidade spillover no mercado futuro de etanol brasileiro, já no segundo repetiu-se a análise, porém para mercado físico de etanol brasileiro. Os autores concluíram que apenas no segundo cenário foi possível identificar a transmissão de volatilidade.

Assim, a partir do problema de pesquisa, tem-se como objetivo observar o comportamento dos preços dos combustíveis consumidos no Brasil, através das duas cidades mais populosas, São Paulo e Rio de Janeiro, para veículos automotores. O que de modo específico busca-se: i) analisar a volatilidade condicional dos preços de combustíveis no mercado a varejo brasileiro; ii) identificar o mecanismo de reação e persistência da volatilidade frente a choques; iii) inferir sobre possíveis riscos ao consumidor.

A hipótese que guia esse trabalho é a de que os preços dos combustíveis coletados em São Paulo e Rio de Janeiro sejam consideravelmente voláteis.

O trabalho está dividido em mais quatro seções além da introdução. A segunda remete a metodologia utilizada no trabalho. A terceira seção aborda a fonte e natureza dos dados, a quarta discute os resultados encontrados e, por fim, a quinta seção conclui o trabalho com algumas considerações acerca do problema.

2) METODOLOGIA

A realização do teste Jarque-Bera (JB) é responsável por diagnosticar se os resíduos do modelo seguem uma distribuição normal. A hipótese nula do mesmo consiste na presença de normalidades dos dados da amostra extraídos de uma população, observada através das diferenças entre os coeficientes de assimetria e curtose, como pode ser visto na equação abaixo:

$$JB = \frac{1}{n} \left[\frac{3}{2} \left(\frac{S^3}{\sigma^3} \right)^2 + \frac{3}{2} \left(\frac{K - 3}{\sigma^4} \right)^2 \right] \quad (1)$$

em que:

JB = teste Jarque-Bera;

n = número de observações;

S² = assimetria da distribuição de dados;

σ = desvio padrão;

C = efeito da curtose.

Para a utilização de séries temporais como fontes de dados é importante comprovar se as mesmas possuem raízes unitárias. O teste Dickey-Fuller (1979) e o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), de raízes unitárias são capazes de verificar a ordem de integração de interesse, permitindo evitar o comportamento de variáveis espúrias, ou seja, uma correlação entre duas variáveis sem nenhuma lógica (GUJARATI, 2006).

A seguir as implementações do teste Dickey-Fuller:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t, \text{ para um modelo sem intercepto e sem tendência.} \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + u_t, \text{ para um modelo com intercepto e sem tendência.} \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 T_t + \delta Y_{t-1} + u_t, \text{ para um modelo com intercepto e com tendência.} \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 T_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t, \text{ teste Dickey-Fuller Aumentado.} \quad (5)$$

em que:

ΔY_t = operador de primeiras diferenças;

β_0 = Constante ou intercepto;

$\beta_1 T_t$ = Componente de tendência;

δY_{t-1} = Testa a presença ou ausência de estacionariedade;

$\sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-i}$ = Defasagens incluídas no modelo aumentado;

u_t = Componente de erro estocástico.

Concentrando a análise no teste Dickey-Fuller aumentado, a teoria mostra que o mesmo é consistente a não normalidade dos resíduos e a presença de heterocedasticidade. Desse modo, caso haja autocorrelação entre resíduos (diferentemente do teste Dickey-Fuller), a mesma pode ser controlada através da inclusão de defasagens na variável dependente. As distribuições são tabuladas através da estatística τ desenvolvida por Dickey-Fuller, com nível de significância de 0,01, 0,05 ou 0,10. (GUJARATI, 2006).

Para determinar a escolha do melhor modelo e do número de defasagens a serem incluídas no modelo, serão adotados os critérios de Akaike (AIC) e Schwartz (SC), por serem os mais utilizados em trabalhos empíricos (MORETTIN E TOLOI, 2006).

Como o objetivo trata em medir a volatilidade dos preços dos combustíveis, na literatura existem modelos apropriados para séries financeiras que apresentam a evolução da variância condicional ao longo do tempo. Tratam-se dos modelos não lineares da família ARCH (*AutoRegressive Conditional Heterocedasticity*) apresentados por Engle (1982) e de ajustes feitos por seus posteriores. O objetivo do modelo ARCH(p) consiste em mostrar que o retorno é não correlacionado serialmente, mas a volatilidade ou a variância condicional depende de retornos do passado em detrimento de uma função quadrática.

Um modelo ARCH pode ser definido como:

$$\varepsilon_t = \sigma_t u_t \tag{6}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \tag{7}$$

em que ε_t é uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d com média zero e variância um (seguem uma distribuição normal ou t de *student*) dependente do tamanho ao quadrado do termo de erro do período anterior, ε_{t-1} , com $\alpha_0 > 0$, $0 < \alpha_i < 1$, $i > 0$ (restrições do modelo as quais estabelecem que a variância condicional seja fracamente estacionária e positiva). O parâmetro $\alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$ relaciona a influência dos efeitos passados (defasados) e do quão grande pode ser o efeito implicado na volatilidade presente.

Bollerslev (1986) desenvolveu uma generalização do modelo ARCH, o modelo GARCH (*Generalized AutoRegressive Conditional Heterocedasticity*) que relata a volatilidade de maneira mais parcimoniosa, ou seja, com menos parâmetros que o modelo ARCH. Nesse modelo a variância condicional depende não apenas do termo de erro quadrático como no modelo ARCH, mas também da variância condicional no período de tempo precedente.

Uma representação proposta para o modelo é:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \tag{8}$$

em que ε_t é uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d com média zero e variância um (seguem uma distribuição normal ou t de *student*) com as restrições de $\alpha_0 > 0$, $0 < \alpha_i < 1$, $0 < \beta_j < 1$,

$\sum_{i=1}^q (\alpha_i + \beta_j) < 1$, $r = \max(q,p)$. O diferencial do modelo está no parâmetro $\sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$ que capta

as variâncias previstas passadas. O coeficiente α_i capta o quanto que um choque sofrido pelo retorno presente (hoje) afeta à variância condicional do retorno futuro (amanhã). Já o coeficiente β_j indica que quanto mais próximo de um for o seu valor, maior a quantidade de tempo que a volatilidade leva para retornar ao padrão. A restrição $\sum_{i=1}^q (\alpha_i + \beta_j) < 1$ indica de certo modo a persistência de volatilidade, em que quanto mais próximo esse resultado for de um, maior será a

volatilidade no período seguinte a ser analisado e menor será o recuo do choque para o padrão da série.

Caso o valor do coeficiente de persistência for maior ou igual a um, os choques na volatilidade durarão um período consideravelmente longo na série. Sendo assim, é visto que a variância condicional possui raiz unitária e a mesma permanecerá elevada, não regressando à sua média histórica (LAMOUNIER, 2001).

3) FONTE E NATUREZA DOS DADOS

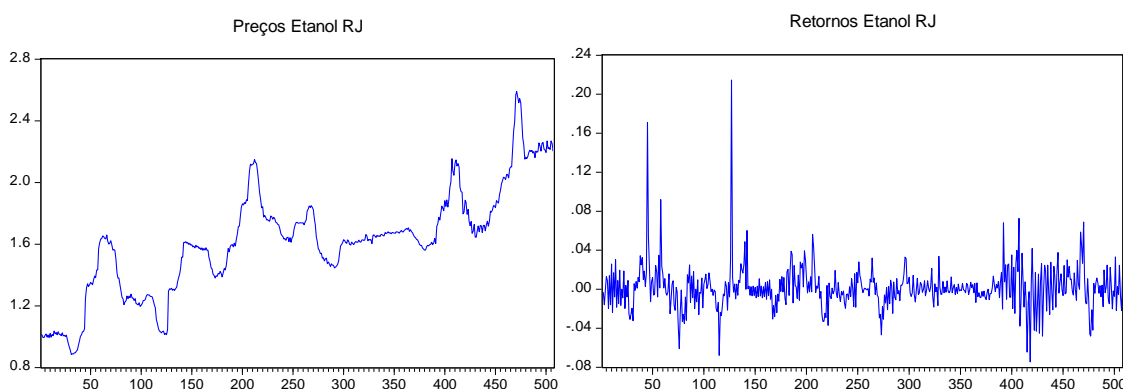
Foram utilizados dados dos preços médios semanais de gasolina comum, diesel e etanol, reportados pela Agência Nacional de Petróleo (ANP, 2013), para as cidades de São Paulo e Rio de Janeiro, começando em janeiro de 2002 e indo até dezembro de 2011.

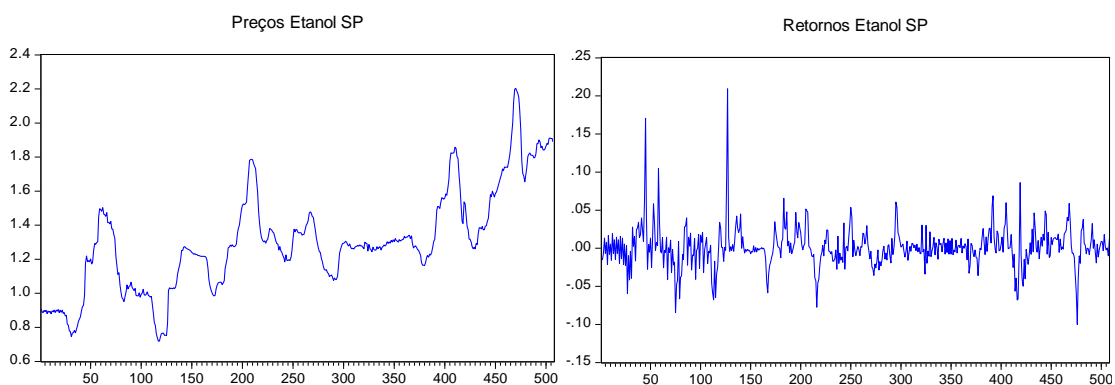
Uma vez que se desejava modelar a volatilidade dos preços do etanol, da gasolina e do diesel, optou-se por trabalhar com os retornos gerados por tais combustíveis. Assim, foram calculados os retornos instantâneos compostos pela fórmula $r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$, uma vez que a literatura descreve as séries de retornos como mais fáceis de manipular que séries de preços, dado que as primeiras têm propriedades estatísticas mais tratáveis, raramente apresentando tendências ou sazonalidades, exceto os retornos intra-diários (MORETTIN E TOLOI, 2006).

O *software* utilizado para se estimar a regressão dos dados e dos modelos de análise foi *EViews 7.0*, da *Quantitative Micro Software*.

4) RESULTADOS E DISCUSSÕES

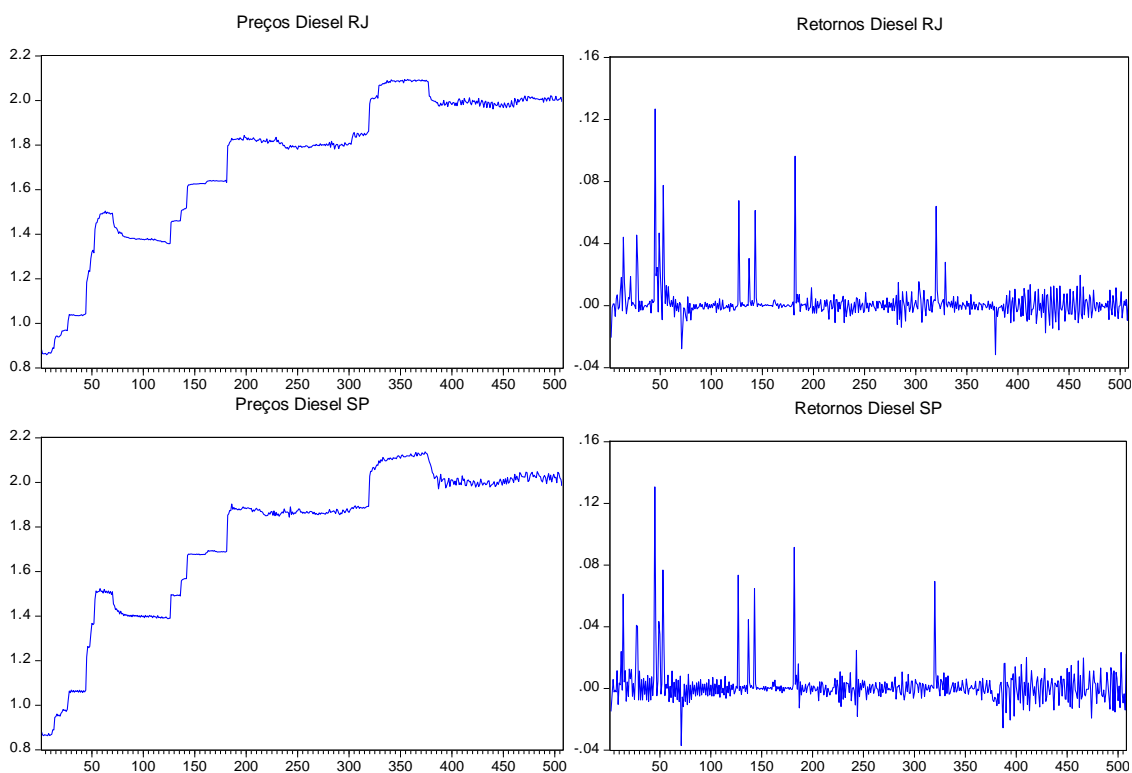
As Figuras 3, 4 e 5 apresentam a volatilidade dos preços e retornos do etanol, diesel e gasolina, respectivamente para as cidades do Rio de Janeiro e de São Paulo, no período proposto.





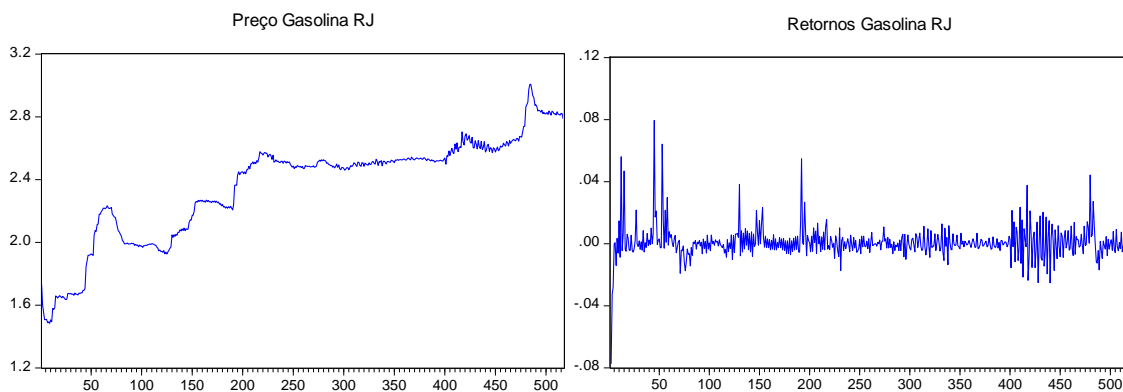
Fonte: Resultados da pesquisa elaborada pelo próprio autor.

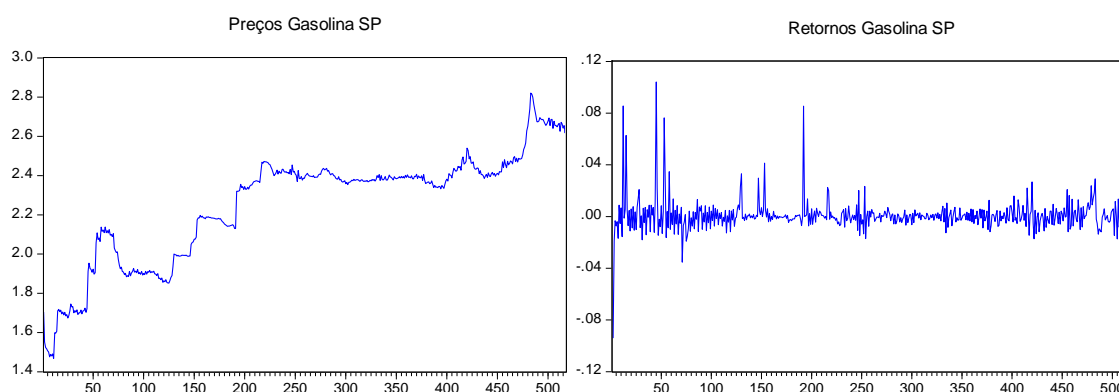
Figura 3 – Evolução semanal das séries de preços e retornos do etanol para as cidades de Rio de Janeiro e São Paulo entre os anos de 2002 e 2011.



Fonte: Resultados da pesquisa elaborada pelo próprio autor.

Figura 4 – Evolução semanal das séries de preços e retornos do diesel para as cidades de Rio de Janeiro e São Paulo entre os anos de 2002 e 2011.





Fonte: Resultados da pesquisa elaborada pelo próprio autor.

Figura 5 – Evolução semanal das séries de preços e retornos da gasolina para as cidades de Rio de Janeiro e São Paulo entre os anos de 2002 e 2011.

Nos movimentos oscilatórios existentes se destaca a perceptível volatilidade do etanol, muito em função da rivalidade produtiva com o açúcar existente nas decisões dos produtores. Em especial, tem-se a elevação entre o final do ano de 2007 e o início do ano de 2008 (semanas 364 a 416) que pode ser atribuída à crise do subprime imobiliário norte-americano. Crise essa que afetou os preços de maneira geral, bem como os das *commodities* ligados às bolsas de mercados futuros e seus subprodutos como tais combustíveis.

A Tabela 1, por sua vez, relaciona as estatísticas descritivas da série de retornos dos combustíveis. Observa-se que as séries não possuem uma distribuição normal devido ao resultado do teste Jarque-Bera, bem como p-valores aproximadamente zero.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas dos retornos do etanol, diesel e gasolina para as cidades do Rio de Janeiro e de São Paulo entre os anos de 2002 a 2011

Estatísticas						
Básicas	Etanol RJ	Etanol SP	Diesel RJ	Diesel SP	Gasolina RJ	Gasolina SP
Média	0,001569	0,00147	0,00162	0,001649	0,000940	0,0008650
Mediana	0,000000	0,00000	0,00000	0,000000	0,000000	0,0000000
Máximo	0,214494	0,20923	0,12680	0,130716	0,079456	0,1041400
Mínimo	-0,074505	-0,10011	-0,03169	-0,037129	-0,077446	-0,0940210
Desvio Padrão	0,022731	0,02656	0,01163	0,012731	0,010624	0,0122340
Assimetria	2,521673	1,39147	5,30715	4,481246	1,339426	2,4072860
Curtose	24,216120	14,28622	45,81095	35,572670	19,89702	31,0752100
Teste de Jarque-Bera						
Bera	10046,19	2854,484	41097,45	24110,07	6304,934	17478,86
P-valor	0,000000	0,00000	0,00000	0,000000	0,000000	0,0000000

Fonte: Resultados de pesquisa.

As médias, como podem ser vistas, são maiores que as medianas. Essa relação indica para estas séries uma assimetria à direita, corroborada pelo resultado dos coeficientes de assimetria variando entre 1,339426 a 4,481246. Como os coeficientes da curtose variaram entre 14,28622 e

45,81095, tais distribuições tomam formas leptocúrticas (magra ou de cauda alongada em relação à distribuição normal).

A análise anterior indica a possibilidade da presença de heterocedasticidade nas séries de retornos dos combustíveis para as cidades do Rio de Janeiro e de São Paulo, o que foi corroborado através da realização de testes de variâncias, seja de maneira conjunta ou individual, como pode ser visto na Tabela 2.

Tabela 2 – Teste de variância para as séries de retornos do etanol, diesel e gasolina para as cidades do Rio de Janeiro e de São Paulo entre os anos de 2002 a 2011

Teste de Variância	Restrições	Valor de Teste	P-Valor
Etanol RJ	Conjunto	4,4371	0,0000*
	Individual para 2 períodos	0,5032	0,0000*
	Individual para 4 períodos	0,2656	0,0000*
	Individual para 8 períodos	0,1534	0,0002*
Etanol SP	Conjunto	3,9106	0,0004*
	Individual para 2 períodos	0,6551	0,0003*
	Individual para 4 períodos	0,3728	0,0001*
	Individual para 8 períodos	0,2107	0,0002*
Diesel RJ	Conjunto	3,6046	0,0012*
	Individual para 2 períodos	0,4826	0,0003*
	Individual para 4 períodos	0,2178	0,0004*
	Individual para 8 períodos	0,1162	0,0016*
Diesel SP	Conjunto	4,4373	0,0000*
	Individual para 2 períodos	0,4925	0,0000*
	Individual para 4 períodos	0,2056	0,0000*
	Individual para 8 períodos	0,1112	0,0001*
Gasolina RJ	Conjunto	6,3814	0,0000*
	Individual para 2 períodos	0,4443	0,0000*
	Individual para 4 períodos	0,2222	0,0000*
	Individual para 8 períodos	0,1220	0,0000*
Gasolina SP	Conjunto	4,6055	0,0000*
	Individual para 2 períodos	0,4816	0,0000*
	Individual para 4 períodos	0,2266	0,0003*
	Individual para 8 períodos	0,1041	0,0035*

Fonte: Resultados de pesquisa.

Obs: Todos os valores expressos por * indicaram presença de heterocedasticidade considerando nível de significância de 5%.

Para a análise de raízes unitárias nas séries, optou-se por aplicar o teste Dickey-Fuller aumentado, com resultados apresentados na Tabela 3. Realizando os testes em nível, o p-valor para o teste de Dickey-Fuller é menor que os valores críticos a 5%, portanto rejeita-se a hipótese nula do teste assumindo a hipótese alternativa em que as séries de retornos dos combustíveis são estacionárias e não possuem raízes unitárias.

Tabela 3 - Teste de estacionariedade para as séries de retornos do preço do etanol, diesel e gasolina para as cidades do Rio de Janeiro e de São Paulo

Combustível	Restrições	ADF teste em Nível (Level)	P-Valor
Etanol RJ	Intercepto	-9,21927	0,00000
	Intercepto e tendência	-9,21394	0,00000
	Sem intercepto e sem tendência	-9,16916*	0,00000
Etanol SP	Intercepto	-8,32364	0,00000
	Intercepto e tendência	-8,31629	0,00000
	Sem intercepto e sem tendência	-8,29868*	0,00000
Diesel RJ	Intercepto	-8,48729	0,00000
	Intercepto e tendência	-22,25738*	0,00000
	Sem intercepto e sem tendência	-8,16876	0,00000
Diesel SP	Intercepto	-8,81041	0,00000
	Intercepto e tendência	-22,34746*	0,00000
	Sem intercepto e sem tendência	-8,49921	0,00000
Gasolina RJ	Intercepto	-8,76355	0,00000
	Intercepto e tendência	-8,93366*	0,00000
	Sem intercepto e sem tendência	-8,48297	0,00000
Gasolina SP	Intercepto	-24,11648*	0,00000
	Intercepto e tendência	-24,15600	0,00000
	Sem intercepto e sem tendência	-23,95558	0,00000

Fonte: Resultados de pesquisa.

Obs: Os resultados acompanhados por * representam os melhores modelos frente à realização do teste de acordo com o critério SIC.

Prosseguindo, foram calculadas as funções de autocorrelação (FAC) e funções de correlação parcial (FACP) em um primeiro momento através dos modelos ARMA (p,q), com base no critério Schwarz.

Avaliando o correlograma dos resíduos para o etanol do Rio de Janeiro, tem-se o modelo ARMA(2,2), já para o etanol de São Paulo foi o ARMA(4,3). Por sua vez, o diesel do Rio de Janeiro apresentou-se como sendo um ARMA(1,2) e o diesel de São Paulo como um ARMA(1,1). Os modelos da gasolina foram o ARMA(2,5) para o Rio de Janeiro e para São Paulo ARMA(1,1).

A partir dos modelos ARMA (p,q), a presença da volatilidade nas séries de retornos dos combustíveis foi testada através da realização do teste LM de Granger, também proposto por Engler em 1982. Foram encontrados p-valores próximos à zero, indicando que tais séries apresentam um processo de variância condicional ao tempo (apresentam o efeito ARCH).

No intuito de estimar modelos que captassem o componente de volatilidade nas séries de retornos dos combustíveis, foram feitas seleções de modelos GARCH em que a escolha dos mesmos foi feita levando em consideração, novamente, o critério de seleção de Schwarz (SIC). Tais resultados estão apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 - Modelos GARCH para o etanol, o diesel e gasolina, respectivamente, das cidades do Rio de Janeiro e de São Paulo

Variância Condicional dos Combustíveis	Etanol RJ GARCH (2,2)	Etanol SP GARCH (1,3)	Diesel RJ GARCH (1,1)	Diesel SP GARCH (1,1)	Gasolina RJ GARCH (2,2)	Gasolina SP GARCH (2,2)
Constante	9.60E-06	0.000114	-5.16E-07	1.33E-05	6.27E-06	1.32E-06
P-valor	0,0044	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
ARCH (1)	0,7686	0,6114	-0,0051	0,0197	0,5240	0,4807
P-valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000
ARCH (2)	-0,3595	-	-	-	-0,1182	-0,4733
P-valor	0,0000	-	-	-	0,0000	0,0000
GARCH (1)	0,4527	0,3205	1,0142	0,8987	0,1788	0,9671
P-valor	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
GARCH (2)	0,2707	-0,1327	-	-	0,4537	0,0097
P-valor	0,0000	0,0068	-	-	0,0000	0,0022
GARCH (3)	-	0,1616	-	-	-	-
P-valor	-	0,0000	-	-	-	-
Teste de Durbin-Watson	1,5782	1,0688	1,8905	1,9147	1,8906	1,8735
Critério de Schwarz	-4,8875	-4,6737	-6,3065	-5,8794	-6,6039	-6,3653
Log da Verossimilhança	1.257,6660	1.200,3460	1.608,0370	1.499,7710	1.722,7350	1.661,0420

Fonte: Resultados de pesquisa.

Na pauta do etanol, os melhores modelos estimados foram o GARCH (2,2) para o Rio de Janeiro e o GARCH (1,3) referente a São Paulo. O somatório dos coeficientes de reação e persistência foi de 1,1325, enquanto do segundo foi 0,9608.

Abordando os resultados para o diesel, têm-se modelos GARCH (1,1) tanto para o Rio de Janeiro quanto para São Paulo. A diferença se encontra no somatório dos coeficientes ARCH e GARCH, em que para o primeiro 1,0090 e para o segundo 0,9184.

A gasolina apresentou modelos GARCH (2,2) para o Rio de Janeiro e São Paulo, com somatório de coeficientes de reação e persistência de respectivamente 1,0382 e 0,9842.

Assim sendo, o mercado de combustíveis do Rio de Janeiro se mostrou mais volátil que o de São Paulo. O fato das séries de retornos dos combustíveis do Rio de Janeiro terem apresentado valores maiores que um indica que os choques na volatilidade perdurarão por um período consideravelmente longo, com a variância permanecendo elevada e não sendo revertida a média histórica habitual. Já para São Paulo, observaram-se valores próximos a um (menores), indicando que os choques sobre as volatilidades se dissiparão, lentamente, retornando a média da variância.

Em geral, para os consumidores da cidade do Rio de Janeiro valeria a pena abastecer diesel, seguido pela gasolina e etanol, sendo esse último o que apresenta a maior volatilidade dos preços. Em São Paulo, por sua vez, os consumidores deveriam abastecer diesel, etanol e gasolina, a mais volátil.

Deve-se ter em mente que esta análise é feita em relação à variação de preços por combustível, sendo que a mesma não leva em consideração o rendimento de cada combustível frente aos veículos dos consumidores ou mesmo o diferencial de rendimento entre eles.

5) CONCLUSÕES

O estudo realizou uma análise empírica das relações de volatilidade dos retornos dos combustíveis etanol, diesel e gasolina no Brasil através de suas duas maiores cidades consumidoras, São Paulo e Rio de Janeiro. Tal feito mostra relevância devido à importância destes produtos no orçamento familiar dos brasileiros.

O mercado destes produtos é marcado por acentuadas flutuações de preços, propiciando aos agentes econômicos e consumidores mais informados, maior economia de recursos monetários.

A análise do teste Jarque-Bera indicou que as séries não apresentam distribuição normal, sendo leptocúrticas (valores de curtose maiores que três) e assimétricas à direita.

Pelo teste Dickey-Fuller aumentado, foi visto que as séries são estacionárias e pelo teste LM Granger que tais séries apresentam um processo de variância condicional ao tempo, dando base para a estimação de modelos GARCH para analisar a dinâmica da volatilidade na série de retornos de tais combustíveis.

Os resultados de tais modelos GARCH mostram que tal mercado no Rio de Janeiro é mais volátil que em São Paulo, comparando por categoria de combustível analisado. Para o consumidor da cidade do Rio de Janeiro, tem-se que o combustível mais volátil é o etanol, seguido pela gasolina e pelo diesel. Já para o consumidor da cidade de São Paulo, o combustível que possui os preços mais voláteis é a gasolina, seguida pelo etanol e pelo diesel.

6) REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS:

ANDRADE, E.T.de; et all. **Programa do Proálcool e o Etanol no Brasil**.2009. Disponível em: <http://www.uff.br/engevista/2_11Engevista6.pdf>. Acessado em: 14/01/2013.

ANFAVEA – Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores. Disponível em: <<http://www.anfavea.com.br/>>. Acessado em: 08/01/2013.

ANP – Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. Anuário Estatístico Brasileiro de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis, 2012. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br/?pg=62402&m=&t1=&t2=&t3=&t4=&ar=&ps=&cachebust=1357932579863>>. Acessado em 09/01/2013.

ARAGÃO, P. M. Estimativa da contribuição do setor petróleo ao produto interno bruto brasileiro: 1955/2004. Disponível em: <<http://www.ppe.ufrj.br/ppe/production/tesis/amandap.pdf>>. Acessado em 11/01/2013.

BELLINGHINI, D , F.; *ET AL.* **Análise de volatilidade spillover entre commodities agrícolas e o mercado de energia: um estudo do mercado de etanol brasileiro.** 2ª Conferência em Gestão de

Risco e Comercialização de Commodities, São Paulo, 2012. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/CGRCC/download/Analise-de-volatilidade-spillover-entre-commodities-agricolas-e-o-mercado-de-energia-um-estudo-do-mercado-de-etanol-brasileiro.pdf>>. Acessado em 22/01/2013.

BOLLERSLEV, T. (1986). “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”. *Journal of Econometrics*, v.31, n.3, p.307 – 327.

DICKEY, D.A. and FULLER, W.A. **Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root**. *Journal of the American Statistical Association*, 1979. p. 427-431.

ENGLE, R. F. (1982). “Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation”. *Econometrica*, 50 (4): 987-1007.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

LAMOUNIER, W. M. **Comportamento dos preços no mercado "spot" de café do Brasil: análise nos domínios do tempo e da frequência**. Viçosa: UFV/DEA, 2001. 223p. (Tese de Doutorado)

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2006.

PIMENTA, R, M.; SILVEIRA, R, L, F. **Efeito da negociação de futuros na volatilidade dos preços à vista: evidência no mercado brasileiro de etanol hidratado**. XX Congresso interno de iniciação científica da Unicamp, 2012. Disponível em:<<http://www.prp.unicamp.br/pibic/congressos/xxcongresso/cdrom/FSCOMMAND/pdfN/888.pdf>>. Acessado em: 22/01/2013.

PINTO JR, H, Q.; *ET AL.* **Volatilidade dos preços da gasolina e dos preços internacionais do petróleo: uma análise a partir do índice de instabilidade no período 2002-2004**. Disponível em: <[http://www.gee.ie.ufrj.br/arquivos/publicacoes/CONGRESSOS/2004_volatil_precos\[2\].pdf](http://www.gee.ie.ufrj.br/arquivos/publicacoes/CONGRESSOS/2004_volatil_precos[2].pdf)>. Acessado em 14/01/2013.

ZHANG, Z.; *ET AL.* 2009. **Ethanol, Corn, and Soybean Price Relations in a Volatile Vehicle-Fuels Market**. *Energies*, v. 2, p. 320–339.