

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS PROGRAMA DE
PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

JULIO CESAR ARAUJO DA SILVA JUNIOR

**ENSAIOS EM FINANÇAS APLICADAS: NORMAS CONTÁBEIS,
ESTRUTURA DE DEPENDÊNCIA E VOLATILIDADE**

Porto Alegre

2017

JULIO CESAR ARAUJO DA SILVA JUNIOR

**ENSAIOS EM FINANÇAS APLICADAS: NORMAS CONTÁBEIS,
ESTRUTURA DE DEPENDÊNCIA E VOLATILIDADE**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. João Frois Caldeira Coorientador: Prof.
Dr. Hudson da Silva Torrent

Porto Alegre

2017

CIP - Catalogação na Publicação

Silva Junior, Julio Cesar Araujo da
Ensaio sobre finanças aplicadas: normas
contábeis, estrutura de dependência e volatilidade
/ Julio Cesar Araujo da Silva Junior. -- 2017.
98 f.

Orientador: João Frois Caldeira.
Coorientador: Hudson da Silva Torrent.

Tese (Doutorado) -- Universidade Federal do Rio
Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2017.

1. Normas contábeis. 2. Estrutura de dependência.
3. Volatilidade. 4. Finanças aplicadas. 5.
Econometria financeira. I. Caldeira, João Frois ,
orient. II. Torrent, Hudson da Silva, coorient. III.
Título.

JULIO CESAR ARAUJO DA SILVA JUNIOR

**ENSAIOS EM FINANÇAS APLICADAS: NORMAS CONTÁBEIS,
ESTRUTURA DE DEPENDÊNCIA E VOLATILIDADE**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Aprovada em Porto Alegre, 07 de abril de 2017

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Guilherme Kirch
PPGA-UFRGS

Prof. Dr. Osvaldo Candido da Silva Filho
UCB

Prof. Dr. Sady Mazzioni
UNOCHAPECO

Prof. Dr. João Frois Caldeira - Orientador
PPGE/UFRGS

Aos meus amores, Maria e Angélica.

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela força para seguir meu caminho.

À minha mãe, que sempre me apoiou.

À minha esposa Angélica, que esteve comigo nos momentos mais difíceis.

Às minhas tias Marilene e Graça, por terem me dado abrigo e conforto em Porto Alegre. Aos meus amigos, que por longos e bons dois anos, dividiram moradia comigo: Rodrigo Fernandez, José Flavio e Gabrielito Menezes.

Aos meus amigos e colegas do PPGE e PPGA: Fernanda Victor, Julio Vega, Lucas, Helton Saulo, Larissa Cardoso, Maria del Pilar, Pedro Ramos, Vivian Queiroz, Bruna, Oscar, André Nunes e Thais.

Aos professores do PPGE, por todos os conhecimentos adquiridos.

Aos professores Erik Alencar de Figueiredo, Cassius de Oliveira e Paulo Jacinto, por todo incentivo que me deram ao longo de minha vida acadêmica.

À Secretaria do PPGE, pelo apoio e por estar sempre disponível.

Ao professor João Caldeira, pela oportunidade de trabalho que me foi concedida nesta tese. Ao professor Hudson Torrent, pelos ensinamentos que vem desde o mestrado, e pela atenção e apoio na execução desse trabalho.

À banca examinadora, pelas contribuições para evolução da minha pesquisa e amadurecimento como pesquisador.

Aos meus irmãos de Jiu Jitsu e ao meu mestre, que me ajudaram a manter minha saúde física e mental nesses últimos anos.

A todos que de alguma forma estiveram presentes e contribuíram a chegada deste momento.

RESUMO

Nesta pesquisa, composta por três ensaios, buscamos resultados que contribuam com informações sobre três temas relevantes na área de finanças: o impacto de normas internacionais na qualidade da informação contábil; quantidades e estrutura de dependência entre commodities alimentares e o petróleo; e o estudo da relação entre o retorno e a volatilidade implícita de um fundo do mercado do petróleo. Em particular, trabalhamos para sugerir novas estratégias, com formas alternativas para a solução de problemas relacionados a esses temas. No primeiro ensaio, adotamos uma estratégia empírica, em duas etapas, para avaliar o impacto das normas internacionais de contabilidade (IFRS) na qualidade da informação contábil. Na primeira, construímos grupos de controle, por meio de um pareamento por escore de propensão, com a intenção de selecionar um contrafactual para avaliar o impacto das IFRS no Brasil. A busca e o uso de contrafactuais para a avaliação de normas contábeis ainda não foi explorado de forma adequada nos estudos específicos para o país. Na segunda etapa, estimamos modelos de painel para medidas de qualidade da informação. Os resultados apontaram para o efeito positivo da adoção de normas sobre a qualidade da informação contábil para as empresas avaliadas. No ensaio número dois, calculamos medidas de dependência entre as principais commodities alimentares e o petróleo, e testamos a existência de neutralidade entre esses mercados. Além disso, investigamos mudanças na estrutura de dependência ao passar de um período de estabilidade para um de crises. Para tanto, adotamos um procedimento que envolveu a estimação de valores para as marginais com modelos ARMA-GARCH, estimação de cópulas não paramétricas, via *kernel*, e cálculos aproximados de medidas de dependência. Também construímos intervalos de confiança para essas medidas de dependência utilizando técnicas de *block bootstrap*. De posse dos resultados dos intervalos refutarmos, de maneira geral, a hipótese de neutralidade entre esses mercados. Outro ponto a se destacar foi a mudança da estrutura de dependência observada ao passar de um período de estabilidade para um período de crises. Finalmente, no terceiro ensaio, realizamos a avaliação da relação entre o retorno e a volatilidade de um fundo representativo do mercado de petróleo e seu respectivo índice de volatilidade esperada. Neste ensaio, em particular, nos dedicamos na análise da não linearidade e assimetria entre os diferentes quantis de volatilidade. Com base nos resultados de regressões quantílicas e na análise não paramétrica do método *B-splines*, encontramos resultados que apontam para respostas de retornos negativos mais intensos do que positivos, em especial nos extremos da distribuição. E ainda, que existe uma relação no formato de "S" inclinado entre as variáveis, em forma de "U" para retornos negativos e "U" invertido para retornos positivos, nos quantis (0.05, 0.90 e 0.95) de volatilidade.

Palavras-chave: IFRS. Dependência entre commodities agrícolas e petróleo. Retorno-volatilidade do petróleo.

ABSTRACT

In this research, composed of three essays, we seek results that contribute to information on three relevant topics in the finance: the impact of international standards on the accounting information quality; Quantities and structure of dependence between grain commodities and oil; and the study of the relationship between return-volatility of an oil investment fund. In particular, we work to suggest new strategies, with alternative ways to solve problems related to these themes. In the first essay, we adopted a two-stage empirical strategy to assess the impact of international accounting standards (IFRS) on the accounting information quality. In the first stage, we constructed control groups, through a pairing by propensity score matching, with the intention of selecting a counterfactual to evaluate the impact of IFRS in Brazil. The search and use of counterfactuals for the evaluation of accounting standards has not yet been adequately explored in the specific studies for Brazil. In the second step, we estimate panel models for the main measures of information quality. The results pointed to the positive effect of adopting standards on the quality of accounting information for the companies evaluated. In essay number two, we calculated measures of dependence between the main grain commodities and oil, and we tested the existence of neutrality between these markets. In addition, we investigate changes in the dependency structure when moving from a period of stability to one of crisis. For that, we adopted a procedure that involved the estimation of values for the marginal ones with ARMA-GARCH models, estimation of non-parametric copulas, via kernel, and approximate calculations of dependence measures. We also constructed confidence intervals for these dependency measures using blockbootstrap techniques. With the results of the intervals, we refute the hypothesis of neutrality between these markets, in general. Another point to highlight was the change in the structure of dependence observed when changing from one period of stability to another of crises. Finally, in the third essay, we evaluated the relationship between the return and the volatility of a fund representative of the oil market and its expected volatility index. In this essay, in particular, we focus on the analysis of nonlinearity and asymmetry between the different quantile of volatility. Based on the results of quantile regressions and the non-parametric analysis of the B-splines method, we find results that point to responses of negative returns that are more intense than positive, especially at the extremes of the distribution. Also, there is an "S"-shaped relationship between the variables, in the form of "U"-shaped for negative returns and "U"-shaped inverted for positive returns, for the quantis (0.05, 0.90 and 0.95) of volatility.

Palavras-chave: IFRS. Dependence between agricultural commodities and oil. Oil return-volatility.

LISTA DE FIGURAS

2.1	Density of propensity scores	31
2.2	Histograms (2006)	32
2.3	Scores of treatments and controls (2006)	32
2.4	Histograms (2007)	33
2.5	Scores of treatments and controls (2007)	33
2.6	Histograms (2009)	34
2.7	Scores of treatments and controls (2009)	34
3.1	Dependência de Quadrante Positivo	50
3.2	Dependência de Cauda Esquerda Decrescente	52
4.1	Resultados da estimação da equação 3, modelo linear, para $\% \Delta OVX$ e o Retorno do USO	80
4.2	Resultados da estimação da equação 3, modelo linear, para $\% \Delta OVX$ e os Retornos Negativos do USO	82
4.3	Resultados da estimação da equação 3, modelo linear, para $\% \Delta OVX$ e os Retornos Positivos do USO	83
4.4	Resultados dos coeficientes estimados de M3 - amostra total	84
4.5	Resultados dos coeficientes estimados da M4 - amostra total	85
4.6	Resultados dos coeficientes estimados da M3, retornos negativos	86
4.7	Resultados dos coeficientes estimados da M4, retornos negativos	87
4.8	Resultados dos coeficientes estimados da M3, retornos positivos	88
4.9	Resultados dos coeficientes estimados da M4, retornos positivos	89
4.10	Resultados das estimatórias <i>B-splines</i> para $\% \Delta OVX$ e o Retorno do USO - quantis 0.05 - 0.50	90
4.11	Resultados das estimatórias <i>B-splines</i> para $\% \Delta OVX$ e o Retorno do USO - quantis 0.75 - 0.95	91

LISTA DE TABELAS

2.1	Description of the data	21
2.2	Scores, groups, and firms per year	22
2.3	Results of the Matching - 2006, 2007 and 2009	23
2.4	Relevance model results	24
2.5	Timeliness model results	25
2.6	Conservatism model results	26
3.1	Estatísticas descritivas dos log-retornos	45
3.2	Matriz de correlação de <i>Pearson</i>	46
3.3	Resultados dos modelos ARMA-GARCH - Período de Estabilidade	47
3.4	Resultados dos modelos ARMA-GARCH - Período de Crises	48
3.5	Medidas de DQP	51
3.6	Diferenças das quantidades de DQP	51
3.7	Medidas da DCE	53
3.8	Diferenças das quantidades de DCE	53
3.9	Testes de igualdade entre cópulas - Estabilidade x Crises	54
4.1	Estatísticas descritivas	69
4.2	Resultados das regressões para M3 e M4	70
4.3	Resultados das regressões para M1	71
4.4	Resultados das regressões para M2	71
4.5	Regressão quantílica	73
4.6	Regressões quantílicas para retornos positivos e negativos	75
4.7	Teste Anova para as regressões quantílicas	81
4.8	Testes para a especificação quantílica	89

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	EFFECTS OF IFRS ON ACCOUNTING INFORMATION QUALITY: EVIDENCE FOR BRAZIL	13
2.1	Introduction	13
2.2	Adoption of IFRS and Accounting Information	15
2.3	Matching and Accounting Information Quality Models	16
2.3.1	Propensity Score	17
2.3.2	Models of Accounting Information Quality	18
2.4	Empirical Strategy and Data	20
2.4.1	Data and Sample	21
2.5	Results	22
2.5.1	Results of the Relevance of Accounting Information	23
2.5.2	Results of the timeliness and conservatism	25
2.6	Concluding Remarks	26
2.7	References	28
2.8	Appendix A - Matching Results	31
3	DEPENDÊNCIA ENTRE COMMODITIES DE ALIMENTOS E PETRÓLEO: UMA AVALIAÇÃO POR MEIO DE CÓPULAS NÃO PARAMÉTRICAS	35
3.1	Introdução	35
3.2	Cópulas e a hipótese de neutralidade	37
3.2.1	Estimadores <i>Kernel</i>	38
3.2.2	Teste para igualdade entre duas cópulas	39
3.2.3	A hipótese de neutralidade entre os mercados	40
3.3	Dados e estratégia empírica	41
3.3.1	Modelos para as distribuições marginais	42
3.3.2	Medidas de dependência	43
3.4	Resultados	44
3.4.1	Estatísticas descritivas e resultados das marginais	44
3.4.2	Medidas de dependência	48
3.4.3	Teste de igualdade entre cópulas	54
3.5	Considerações finais	55
3.6	Referências	56
4	UMA INVESTIGAÇÃO SOBRE A RELAÇÃO RETORNO-VOLATILIDADE DE FUNDOS DE PETRÓLEO: REGRESSÕES QUANTÍLICAS E ESTIMAÇÕES NÃO PARAMÉTRICAS	60
4.1	Introdução	60
4.2	A relação entre o retorno e a volatilidade	62
4.3	Modelos e hipóteses	65
4.4	Resultados empíricos	68
4.4.1	Estatísticas descritivas	68
4.4.2	Resultados da relação entre o retorno e a volatilidade do USO - MQO	69

4.4.3	Resultados da relação entre o retorno e a volatilidade do USO – Regressões Quantílicas.	72
4.4.4	Resultados não paramétricos – <i>B-splines</i>	74
4.4.5	Resumo geral dos resultados	76
4.5	Considerações finais	76
4.6	Referências	77
4.7	Apêndice A - Resultados das regressões quantílicas	80
4.8	Apêndice B - Resultados das estimações <i>B-splines</i>	90
5	CONCLUSÃO	92
	REFERÊNCIAS	94

1 INTRODUÇÃO

Compreender o impacto de alterações de normas e leis relacionadas às informações contábeis de empresas é extremamente útil para que *players* de mercado estruturem suas estratégias de investimentos. Isso se torna ainda mais relevante quando mudanças significativas ocorrem em todo o mundo, em um movimento de padronização da informação contábil doméstica com um regramento internacional, de suposta maior qualidade. Esse é o caso das normas internacionais de relatórios financeiros (IFRS) do *International Accounting Standards Board* (IASB), adotadas hoje por mais de 130 países. Essa mudança ocorreu no Brasil com o processo de convergência às normas internacionais de contabilidade, que iniciou com a criação do Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC) em 2005, passou pelo período de adoção voluntária das normas internacionais pelas empresas em 2008 e consolidou sua adoção completa em 2010 (LIMA, 2010).

A convergência às normas internacionais pode trazer consigo a comparabilidade da informação contábil entre os países e o aumento da qualidade da informação contábil para os países adotantes. Ambos contribuem para a redução da incerteza e da assimetria de informação entre os agentes econômicos e podem resultar em diminuição de custos de transação e aumento dos investimentos entre regiões (TENDELOO; VANSTRAELEN, 2005; IATRIDIS, 2010; OLFA; HAMADI, 2015). Por esse motivo, pesquisas nacionais se dedicaram a compreender quais eram os reais impactos dessa mudança em diferentes dimensões de interesse no Brasil.

Apesar da maioria dos estudos indicarem melhorias resultantes da adoção das normas, caso o processo de isolamento dos efeitos não seja adequado, os resultados positivos podem ter origens em outras fontes relacionadas às características dos países (SODERSTROM; SUN, 2007) e a outros fatores econômicos (HAIL et al., 2010). Além disso, existem influências relacionadas às diferentes culturas e idiomas de cada país, em face da adoção das normas (DOWA et al., 2017), que também podem interferir nas avaliações. Desenvolvemos o primeiro ensaio com o intuito de buscar uma situação adequada para o isolamento e a medição do efeito das normas internacionais no Brasil.

Outro aspecto que desperta o interesse não só de investidores, mas o de *policy makers*, é a relação existente entre as commodities de alimentos e as de energia. O Brasil é fortemente dependente dos retornos do setor agrícola, que em seus custos tem relação direta com o valor do petróleo. Esse tema se tornou ainda mais relevante após as crises de alimentos de 2006 e 2011, e a financeira de 2008. A partir desses eventos, houve uma preocupação por parte de diversos países com relação a estratégias de segurança alimentar, tanto pela ótica da elevação dos preços do petróleo gerar efeitos significativos nos preços dos alimentos, via insumos de produção, quanto pelo deslocamento de área destinada à produção de alimentos para a produção de biocombustíveis. Contudo, essa última relação não é consenso nas explicações para as elevações dos preços dos alimentos na literatura (por exemplo, GILBERT, 2010).

De um lado, estudos evidenciam o aumento do preço do petróleo como um dos princi-

países fatores dos últimos choques ocorridos nos mercados agrícolas (por exemplo, BAES, 2007; MITCHELL, 2008; ROSEGRANT et al., 2008; YANG et al., 2008; CHANG; SU, 2010). Por outro lado, algumas pesquisas indicam a neutralidade dessa relação, ou seja, que não existe uma ligação direta significativa entre os preços do petróleo e os preços das commodities (por exemplo, LOMBARDI et al., 2012; ZHANG et al., 2010; NAZLIOGLU; SOYTAS, 2011). As explicações para essas diferenças podem estar relacionadas às diferentes bases de dados utilizadas, países investigados, commodities avaliadas ou procedimentos metodológicos adotados. No sentido de contribuir com o debate sobre a relação existente entre o preço dos alimentos e do petróleo, acreditamos ser relevante a realização de uma avaliação sob outra perspectiva metodológica, que seja flexível e considere mudanças de comportamento das variáveis com o passar do tempo, o que nos motivou ao segundo ensaio.

O último tema abordado nesta tese diz respeito à volatilidade do mercado de uma das mais importantes commodities do mundo (o petróleo). O estudo da relação existente entre o retorno e a volatilidade de ativos relacionados ao mercado do petróleo é fundamental para o desenvolvimento de estratégias de *hedge* e determinação de preços (DAIGLER et al., 2014). Recentemente, com a construção de índices representativos da volatilidade futura esperada para mercados e fundos, pela *Chicago Board Options Exchange* (CBOE), surgiram diversos trabalhos empíricos sobre a relação volatilidade-retorno. A maioria desses trabalhos relaciona seus resultados às três principais teorias sobre a relação entre a volatilidade e retorno: a hipótese de alavancagem, interpretada com base nos trabalhos de Black (1976) e Christie (1982); a hipótese de *feedback*, embasada nos estudos de French et al. (1987) e Campbell e Hentschel (1992); e a teoria comportamental, explicitada por Hibbert et al. (2008). Contudo, pesquisas utilizando indicadores para o mercado do petróleo, por meio do *Crude Oil Volatility Index* (OVX), que mede as flutuações dos preços do petróleo utilizando opções do *United States Oil Fund* (USO), ainda são escassas e não aprofundam a investigação para diferentes níveis de volatilidade. A partir disso, buscamos contribuir para o preenchimento dessa lacuna, com uma investigação sobre o comportamento dessa relação por meio de diferentes métodos paramétricos e não paramétricos. Nosso objetivo com esse ensaio é o de verificar características comuns dessa relação para outros índices, como a assimetria e a não linearidade para diferentes quantis de volatilidade.

Com a intenção de contribuirmos com a literatura empírica dos temas mencionados anteriormente, em especial, sugerindo alternativas de avaliação, mais flexíveis ou mais consistentes, desenvolvemos esse estudo composto por três ensaios. No primeiro, “*Effects of IFRS on accounting information quality: Evidence for Brazil*”¹, tecemos algumas críticas ao atual processo de isolamento do efeito das normas internacionais de contabilidade nas investigações nacionais e sugerimos uma avaliação diferenciada das normas para o país. Investigamos o impacto das IFRS na qualidade da informação contábil por meio de uma estratégia empírica de dois passos:

¹A primeira versão desse ensaio foi apresentada no 16º encontro brasileiro de finanças, sob o título "O Impacto das IFRS na qualidade da informação contábil no Brasil: o uso de grupos de controle construídos por Pareamento do Escore de Propensão". Agradecemos as contribuições dos participantes do evento. A atual versão foi publicada no *International Journal of Economics and Finance*, vol.9 No. 5., 2017.

um de pareamento e outro de estimação das medidas de qualidade da informação. No primeiro, utilizamos o pareamento por escore de propensão, seguindo Rosenbaum e Rubin (1983), e construímos um grupo de controle. No segundo, com os dados dos grupos de tratamento e de controle, estimamos os modelos baseados nos trabalhos de Ohlson (1995), Beaver et al. (1980) e Basu (1997). Utilizamos como medidas de qualidade da informação contábil a relevância, a tempestividade e o conservadorismo contábil.

No segundo ensaio, “Dependência entre commodities de alimentos e petróleo: uma avaliação por meio de cópulas não paramétricas”², investigamos a hipótese de neutralidade entre os mercados de energia e alimentos. Sugerimos um método flexível para a avaliação das quantidades de dependência entre as commodities alimentares e o petróleo. A estratégia empírica desse ensaio envolveu várias etapas. Primeiro, estimamos as marginais por meio de um processo ARMA-GARCH univariado, para cada ativo. Na sequência, estimamos cópulas por um método não paramétrico de estimação, via *kernel*, sugerido por (Fermanian et al. (2002)). A partir dos resultados dessas cópulas calculamos medidas aproximadas de dependência de quadrante positivo e dependência de cauda esquerda e, por meio de um processo de *block bootstrap*, calculamos intervalos de valores para essas medidas e para suas diferenças em diferentes períodos de tempo. Por fim, verificamos se a estrutura de dependência dos ativos se manteve constante a sair de um período de estabilidade e entrar num período de crises, com base no teste de igualdade entre cópulas de Remillard e Scaillet (2009).

No terceiro ensaio, “Uma investigação sobre a relação retorno-volatilidade para fundos de petróleo: regressões quantílicas e estimções não paramétricas”, verificamos a relação existente entre o índice de volatilidade implícita (OVX) e o retorno de fundos do petróleo (USO), em especial, testamos a não linearidade e a assimetria dessa relação. Para tanto, utilizamos resultados de estimções por MQO, regressões quantílicas e o método não-paramétrico *B-splines*, baseado em Koenker et al. (1994).

Por fim, estruturamos essa tese em cinco capítulos, começando por esta introdução. Em seguida apresentam-se os três ensaios, um capítulo para cada, e encerramos com uma breve conclusão.

²A primeira versão desse ensaio foi aceita para apresentação no 17º encontro brasileiro de finanças, que ocorrerá em julho de 2017.

2 EFFECTS OF IFRS ON ACCOUNTING INFORMATION QUALITY: EVIDENCE FOR BRAZIL

Abstract: Understanding the effects of the International Financial Reporting Standards (IFRS) on accounting quality is fundamental for policy makers and financial market players in general. This paper analyzes whether the adoption of IFRS in Brazil has had the impact on accounting informational quality. To this end, a differentiated empirical strategy was adopted based on two steps: first, a matching of voluntary adopters of norms and non-adopters by propensity score is performed to construct control groups. This is important to mitigate the selection bias problem. Second, the measures of value relevance, timeliness and conservatism of accounting information are estimated using panel data models. The period of analysis extends from 2006 to 2010, with annual information for the first stage and quarterly for the second. The results show a positive impact of international standards on the value relevance. However, for the measures of timeliness and conservatism, sufficient evidence was not found to indicate any impact on the group of companies evaluated.

Keywords: IFRS. accounting information quality. propensity score matching.

2.1 Introduction

The process of convergence to International Financial Reporting Standards (IFRS) has been occurring in several countries since the 2000s. Currently, more than 130 countries require or permit the use of international standards. The decision to adopt IFRS is mainly motivated by two factors: the comparability of information among countries and the quality of accounting information. Both can contribute to the reduction of uncertainty and information asymmetry among economic agents and result in lower transaction costs and increased investments among regions (Tendeloo & Vanstraelen, 2005; Iatridis, 2010; Olfa & Hamadi, 2015).

Most studies that investigate the impacts of adopting IFRS on accounting information point to benefits derived from the standard. However, some studies do not identify information improvement as an exclusive effect of adopting IFRS, arguing that the result may have origins in other sources related to country characteristics (Soderstrom & Sun, 2007) and other economic factors (Hail, Leuz, & Wysocki, 2010). In addition, there are influences related to the different cultures and languages of each country, as opposed to the adoption of standards (Dowa, Elgammi, Elhatab, & Mutat, 2017).

In Brazil, the convergence process began with the period of voluntary adoption of international standards by companies in 2008 and consolidated in 2010 with full adoption. A large number of national surveys point to a positive impact of IFRS in improving accounting information, although they are not unanimous in assessing the different dimensions of accounting quality (Santos & Cavalcante, 2014).

A common aspect to most of the studies specific to Brazil is the methodological procedure adopted. Generally, it involves the inclusion of dummy variables to identify the years of adop-

tion of the norms and performs comparisons of the results of information quality variables in periods before and after the adoption of IFRS for the same group of companies. This procedure, used to isolate the effect of standards, is not considered the first best in policy impact assessment literature and presupposes strong hypotheses regarding other observed and unobserved factors that may interfere with the results of interest. An example of a problem that this procedure may have is selection bias because the error term of the estimation equation of accounting quality may contain information that is also correlated with the indicator dummy treatment, as illustrated generally in Khandker, Koolwal and Samad (2010).

In the problem at hand, data do not come from randomized trials. Each company is responsible for choosing whether or not it adopts international standards. In seminal work, Rosenbaum and Rubin (1983) proposed propensity score matching as a method to reduce the bias in the estimation of treatment effects with observational data sets. These methods have become increasingly popular in the evaluation of economic policy interventions. Since in observational studies assignment of subjects to the treatment and control groups is not random, the estimation of the effect of treatment may be biased by the existence of confounding factors. Propensity score matching is a way to “correct” the estimation of treatment effects controlling for the existence of these confounding factors based on the idea that the bias is reduced when the comparison of outcomes is performed using treated and control subjects who are as similar as possible.

Specifically, it is proposed to use quality measures based on market attributes, listed in Francis, Lafond, Olsson and Schipper (2004), and to calculate the effect of IFRS through the results of the treatment and control groups. For this purpose, a two-step strategy is adopted; in the first step, the propensity score matching method is used to construct a control group statistically comparable to the treatment group, with annual data. In the second, we estimate information quality measures with panel data models and quarterly company information.

Thus, given the different characteristics that may influence accounting information quality, the non-convergence of the results in the literature and the procedures used so far to measure the effect of IFRS in Brazil, it becomes relevant to carry out an evaluation from another methodological approach. In this context, the article aims to assess whether the adoption of international accounting standards is associated with a higher accounting information quality in Brazil. The main contribution of this paper is the proposition of an adequate substitute to the counterfactual of the adopters of the norms and in the use of evaluation procedures previously not performed for Brazil. The results suggest a good balance between the treatment and control groups, indicating the construction of a group that approximates the condition of the firms before the adoption of the norms.

This paper is structured in five more sections in addition to the introduction. In the second section, a review is carried out on the impacts of IFRS and dimensions of accounting information quality. In the third section, the matching methods and the equations of interest are presented and discussed. The fourth section outlines the empirical strategy used to evaluate standards. Then, the results and the analysis performed are presented. The concluding section

contains, in addition to the final considerations, the limitations of the study.

2.2 Adoption of IFRS and Accounting Information

In the accounting and finance literature, some papers are dedicated to reviewing and systematizing the results found on the impact of IFRS, such as Ahmed, Chalmers and Khelif (2013). In this work, a meta-analysis of studies on the adoption of the international norms is made, with results indicating the increase in the accuracy of analysts' forecasts and the non-reduction of discretionary accumulations after its adoption. However, these results are sensitive to the characteristics of countries and companies, as Soderstrom and Sun (2007) note. The authors mention that, in addition to the quality of standards, the accounting information disclosed by companies is influenced by the legal and political system to which they are subject, which differs among countries. Hail et al. (2010) also advise on the possibility that valuations may be deceptively the result of economic factors other than international accounting standards.

Some papers try to control the characteristics of different countries and carry out evaluations with samples containing firms of more than one nationality. Houqe, Van Zijl, Dunstan, and Karim (2012), using data from firms from 46 countries in the period from 1998 to 2007, concluded that the accounting information quality increases with the adoption of IFRS in locations where the investor protection regime is stronger. However, Barth, Landsman, and Lang (2008), with a sample of 21 countries in the period from 1994 to 2003, indicate that the companies that adopted IFRS were less likely to be involved in smoothing the results and more likely to recognize losses. Similar results can be found in the works of Armstrong, Barth and Riedl (2010).

Other country-level studies indicate some significant impacts on accounting quality due to the adoption of IFRS such as Karampinis and Hevas (2009) for Greece, Kargin (2013) and Bilgic and Ibis (2013) for Turkey and Apergis (2015) for countries in the Middle East and North Africa. For France, Garrouch (2016) finds an increase in investments due to the adoption of the standards. In the United Kingdom, Iatridis (2010) notes that the adoption of IFRS reduces the possibility of management results and increases the relevance of the information. However, there are studies that do not find association or indicate the opposite direction, such as Callao, Jarne, and Laínez (2007), for Spain, and Klimczak (2011), for Poland.

Another important aspect in the comparison of the results found in the literature is the lack of an exact definition of accounting information quality. Several papers use different dimensions to evaluate this characteristic; see the example of Barth et al. (2008), where the quality of the information is verified using four different dimensions. In addition, the model specifications themselves and the variables used have undergone changes in their calculation form over time. For the most part, they were elaborated in the search for solutions to existing problems, such as the scale effect described in Easton and Sommers (2003).

A frequently used classification of these measures of quality accounting information is based on market attributes, listed in Francis et al. (2004) as value relevance, timeliness and conser-

vatism. The value relevance can be considered as the extent to which accounting information synthesizes and captures information that affects company value, as described in Francis and Schipper (1999). In summary, it can be defined as the association between the accounting information and the market value of the company (Barth, Beaver, & Landsman, 2001). Timeliness refers to the information embodied in stock returns, which indicates that the higher the quality, the more significant it is to describe the accounting profit. Conservatism refers to an asymmetric recognition of good and bad news in accounting profits, with the proposition that accounting results reflect negative returns faster than positive returns.

Specifically, in relation to the studies about Brazil, which use the dimensions based on market attributes, Lima (2010) stands out as the pioneer. The author makes an analysis of the value relevance in the period of voluntary adoption of the international standard in the country. His results attest to the increase of this measure from the voluntary adoption of the norms. In this respect, Gonçalves, Batista, Macedo, and Marques (2014) conclude that the accounting information became more relevant in IFRS standards.

Santos and Cavalcante (2014) evaluated the effect of the adoption of IFRS in Brazil according to three measures based on market attributes. Their results indicate that the adoption of IFRS increased the associative capacity of accounting profit, reduced non-significant informational timeliness and had no effect on conditional conservatism. Santos, Lima, Freitas, and Lima (2011) present similar results for accounting conservatism and did not find evidence of the impact of the adoption of IFRS on this measure for Brazilian publicly traded companies.

A common feature of the studies applied in Brazil is the methodological procedure adopted to evaluate the effects of the international standard. In general, it does not involve the construction of a counterfactual appropriate for measuring the impact of IFRS. Therefore, starting from a different methodological strategy than those adopted until now, and based on the assumption that international norms are of better quality than Brazil's domestic standards, the following research hypotheses are formulated:

H1 - Accounting information has greater association with the contemporaneous returns in the IFRS accounting standard than in the domestic standards;

H2 - The adoption of IFRS in Brazil increased the informational timeliness of accounting profit, and

H3 - The adoption of IFRS in Brazil increased the level of conservatism in accounting profit.

2.3 Matching and Accounting Information Quality Models

The matching method is used with the intention of constructing a control group similar to the treatment group in terms of observable characteristics. One of its advantages, which is useful for assessing standards, is that it offers a way of estimating the average effect of treatment in situations where controlled randomization is impossible and when there is no natural experiment that can provide a substitute (Khandker et al., 2010). Another good point is that it provides a

way to select the observations on which other methods can be applied next, which, according to Ho, Imai, King and Stuart (2011), increases efficiency.

2.3.1 Propensity Score

The use of all existing characteristics affecting treatment in the matching procedure may be infeasible in view of the unavailability of data. Moreover, as the number of characteristics increases, finding for each treated firm a similar counterpart in the control group becomes more difficult. A solution to these problems was proposed in the work of Rosenbaum and Rubin (1983), the propensity score. It is a summary function of observed variables that can affect treatment, avoiding the need for an exact match for all variables. In a formal way, the propensity score is defined as:

$$e(x) = Pr(T_i = 1 | X_i = x) \quad (2.1)$$

where T takes the value of 1, indicating the participation of treatment for i , and 0 otherwise; X is the vector of observable characteristics pretreatment.

The assumptions needed to identify the effect of treatment are conditional independence and the presence of a common support. Mathematically, the hypothesis can be written as follows:

$$T_i \perp (y_{i0}, y_{i1}) | X_i \quad (2.2)$$

and

$$0 < e(x) < 1 \quad (2.3)$$

where y is the result of the interest variable, which assumes value y_1 if it has received treatment ($T = 1$) and y_0 if it has not received treatment ($T = 0$), and i indicates the unit.

These hypotheses postulate that when comparing companies of the treatment group with companies of the control group, the only factor that discerns the observed results of these companies would be to adopt or not to adopt the IFRS. A more detailed explanation can be found in Khandker et al. (2010).

The most commonly used method to estimate the propensity score is through probit or logit models. Following the notation of Imbens (2015), the estimator of the propensity score, $\hat{e}(x)$, can be specified as:

$$e(x) = \frac{\exp(h(x)' \gamma)}{1 + \exp(h(x)' \gamma)}, \quad (2.4)$$

where $h(x)$ is a linear function of the covariates X and γ is an unknown parameter estimated

by maximum likelihood:

$$\begin{aligned}\hat{\gamma}_{mv}(T, X) &= \arg_{\gamma} \max L(\gamma|T, X), \\ &= \arg_{\gamma} \max \sum_{i=1}^N \{T_i \cdot h(X_i)' \gamma - \ln(1 + \exp(h(X_i)' \gamma))\}\end{aligned}\quad (2.5)$$

The propensity score estimator is then:

$$\hat{e}(x|T, X) = \frac{\exp(h(x)' \hat{\gamma}_{mv}(T, X))}{1 + \exp(h(x)' \hat{\gamma}_{mv}(T, X))}. \quad (2.6)$$

The matching will also depend on a metric that will define the proximity of the propensity score of the treated units to the propensity score of the untreated units. For this application, the use of two different algorithms, nearest neighbor and genetic matching, is proposed. The first minimizes the absolute difference in the propensity score between units i , the treatment group, and the control group j . The second one uses a search algorithm to find a set of weights for each covariant such that an optimal equilibrium is reached.

2.3.2 Models of Accounting Information Quality

In this study, we consider measures of accounting quality based on market attributes, listed in Francis et al. (2004) as value relevance, timeliness and conservatism. This choice is based on its simplicity of construction, easy data access, extensive use in the literature and involvement of both accounting and market variables.

2.3.2.1 Value Relevance

The equations used to capture the relevance of accounting profits are based on the work of Ohlson (1995), with some adaptations. As a control variable, the net equity per share was weighted and the explanatory variables weighted by the closing price of period $t-1$, a procedure similar to that adopted in the empirical investigations of Barth and Clinch (2009) and Barth et al. (2008). These procedures aim at the elimination of the scale effect, which can cause, for example, biased coefficients and problems of heteroscedasticity, as explained in Gil-Alana, Iniguez-Sanchez, and Lopez-Espinosa (2011). Thus, the following equations are proposed:

$$\frac{P_{it}}{P_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{BVE_{it}}{P_{it-1}} + \beta_2 \frac{EARN_{it}}{P_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad (2.7)$$

$$\frac{P_{it}}{P_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{BVE_{it}}{P_{it-1}} + \beta_2 \frac{EARN_{it}}{P_{it-1}} + \delta_1 IFRS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.8)$$

$$\frac{P_{it}}{P_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{BVE_{it}}{P_{it-1}} + \beta_2 \frac{EARN_{it}}{P_{it-1}} + \delta_1 IFRS_{it} + \delta_2 IFRS_{it} \times \frac{EARN_{it}}{P_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad (2.9)$$

where P_{it} is the stock price of firm i at time t , BVE_{it} it is the book value of equity per share of firm i at time t , $EARN_{it}$ is the net earnings per share for firm i at time t ; all these weighted by the share closing price in $t-1$ for firm i . The variable $IFRS_{it}$ has a value of 1 for the quarters in which the firm i voluntarily adopted the norms and 0 otherwise; and ε_{it} it is the error term.

The evidence of an association between accounting profit and market variables implies results of parameters $\beta_2 > 0$. If the adoption of *IFRS* increased this relation, a coefficient $\delta_2 > 0$ is expected. Finally, if the adoption of *IFRS* on average increases the market value of the companies, the δ_1 will be positive.

2.3.2.2 Timeliness and Conservatism

The measures of timeliness and conservatism used are based on the works of Beaver, Lambert and Morse (1980), Basu (1997) and Santos and Cavalcante (2014). Thus, equations 2.10 to 2.12 are proposed to verify the timeliness:

$$\frac{EARN_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.10)$$

$$\frac{EARN_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \delta_1^{\circ} IFRS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.11)$$

$$\frac{EARN_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \delta_1^{\circ} IFRS_{it} + \delta_2^{\circ} R_{it} \times IFRS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.12)$$

where R_{it} is the log-return, calculated by the natural logarithm of the ratio of prices of periods t and $t - 1$.

In these equations, the coefficient α_1 captures the timeliness of the accounting profit, which, according to the theory, should have a positive sign. The assumption that the adoption of *IFRS* on average increases companies' earnings results can be tested by the result of parameter δ_1° . The parameter δ_2° relates the change in informational timeliness arising from the adoption of the standards; if they have become the timeliest accounting profit, these coefficients are positive.

For the analysis of conservatism, the following equations are proposed:

$$\frac{EARN_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \alpha_2 NEG_{it} + \alpha_3 NEG_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.13)$$

$$\frac{EARN_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \alpha_2 NEG_{it} + \alpha_3 NEG_{it} \times R_{it} + \delta_1^{\circ} IFRS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.14)$$

$$\frac{EARN_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \alpha_2 NEG_{it} + \alpha_3 NEG_{it} \times R_{it} + \delta_1 IFRS_{it} + \delta_2 NEG_{it} \times R_{it} \times IFRS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.15)$$

where NEG_{it} is a dummy variable that takes 1 when R_{it} is negative and 0 otherwise.

In these equations, the coefficients α_2 and α_3 capture the conditional conservatism of the accounting profit. In the case of asymmetric recognition of economic loss with respect to gain, these coefficients will show $\alpha_2 < 0$ and $\alpha_3 > 0$. The parameter δ_2 captures the change in conservatism from the change in the norm. Positive value indicates that companies adopting IFRS have more conservative profits. However, the investigation increasing the book value of the function in firms adopting IFRS can be found through the result of the parameter δ_1 , as mentioned in the specifications on the timeliness.

2.4 Empirical Strategy and Data

The process of evaluating the impact of international standards on measures of accounting information quality involves two steps: the matching and the estimation of accounting quality measures. The first step comprises the separation of firms into voluntary adopters and non-adopters of standards; estimation of propensity scores; verification of the closest scores for the choice of pairs, and selection of the control group. The second step uses the data from the treatment and control groups to estimate the measures of accounting quality through panel data models.

The identification of companies' voluntary adoption took into account the information disclosed on the CVM website and the Economática® database, resulting in 25 companies with sufficient data for the proposed estimates. For matching, we used logit models and annual data of voluntary and non-voluntary adoptive firms in periods prior to their adoption.

The selection of pairs of companies takes into account the proximity of the values of these probabilities, based on the results of two different algorithms, the nearest neighbor matching and genetic matching. The decision of which one to use was taken in function of the best results of the average differences of the variables between the presented groups. Detailed information about the algorithms can be obtained from Abadie and Imbens (2006), Ho et al. (2007) and Ho et al. (2011).

In operation, to avoid duplication of potential match companies over time, all pairs found in one year were withdrawn from the base in the following years. The only imposition established for the use of the data was that the pairs of companies presented the same time horizon of information among themselves.

For the estimates of the second stage, Equations 2.7 to 2.15, data from the treatment and control group companies were used quarterly, totaling 730 firm-quarter information, structured in an unbalanced panel. The models were panel data with fixed effects, random effects and

pooled OLS (chosen according to the panel diagnostic tests), which may have been consulted for its properties and verification tests in Cameron and Trivedi (2005). Moreover, in Equations 2.9 and 2.15, an indicative dummy for year variables was included, assuming 1 for the analyzed year and 0 for others.

2.4.1 Data and Sample

The information was collected from all Brazilian publicly traded firms, except for firms registered in the financial category because they have specific legislation. The characteristics and forms of calculation of the variables, the sources of collection and the stages of use are listed in Table 2.1.

In the matching stage, we used annual data from 2006 to 2009, and the variables were: size, book value of equity (BV), financial leverage ratio (LEV), market of book (MOB), market value (MV) and issuance of American depository receipt (ADR). Based on the results of Paul, Walton and Yang (2012), these variables were chosen as the main determinants of the voluntary adoption of international standards by companies.

Tabela 2.1 - Description of the data

	Variable	Step	Frequency/Source
EARN	Ratio of net income – dividends and average outstanding shares	Evaluation of the Standard	Quarterly /Economática
SIZE	Natural logarithm of a firm's total assets	Matching	Yearly /Economática
R	Log-return	Evaluation of the Standard	Quarterly /Economática*
P	Closing price	Evaluation of the Standard	Quarterly /Economática*
BVE	Book value of equity per share	Evaluation of the Standard	Quarterly /Economática
BV	Book value of equity	Matching	Yearly /Economática
IFRS	A dummy variable with a value of 1 for the quarters in which firm i voluntarily adopted the norms and a value of 0 otherwise	Evaluation of the Standard	Quarterly /Economática e CVM
LEV	Ratio of total debt and total assets	Matching	Yearly /Economática
MOB	Ratio of market value and book value of equity	Matching	Yearly /Economática
MV	Closing price x number of shares	Matching	Yearly /Economática
ADR	A dummy variable with a value of 1 for the firm that emits American Depository Receipt and a value of 0 otherwise	Matching	Yearly /NYSE

Notes: The collection sources were Economática® database and virtual websites of the Brazilian Securities Commission (CVM) and The New York Stock Exchange (NYSE).

* When available, preferred shares were used because of their greater liquidity, and their prices were adjusted by the proceeds, according to criteria used by the Economática® base.

In respect to the estimation phase of accounting information quality measures, the data are of quarterly frequency and extend from 1/2006 to 3/2010. The variables used in this step were mentioned in section 2.3.

2.5 Results

The matching process resulted in 25 pairs of companies, one pair for each voluntary adopter, built on data from the years 2006, 2007 and 2009. The attempt to match more than one company to a voluntary adopter resulted in a worsening in the results of mean differences of variables between groups. The same case occurred with the results of the matching of 2008, and for that reason the pairs of 2007 were kept in their place.

To verify the validity of the matching results by propensity score, the fulfillment of the hypotheses of the method was verified. In this case, evidence of common support was sought, observing the intervals of scores between the groups and the decrease of the mean differences of the values of the variables between groups. The minimum scores for the group of voluntary adopters and the maximum scores for the group of paired non-adopters respect the imposition of the second hypothesis of the model, presenting ranges of propensity scores of [0.0372; 0.8051] in 2006, [0.0322; 0.7090] in 2007 and [0.0289; 0.5774] in 2009, according to the results in Table 2.2. In addition, the likelihood ratio tests were performed on the logit models that gave rise to the results, which presented significant results at 1% (see Cameron and Trivedi (2005) for more details about the test).

Tabela 2.2 - Scores, groups, and firms per year

Algorithm	2006		2007		2009	
	<i>Nearest Neighbor Matching</i>		<i>Genetic Matching</i>		<i>Nearest Neighbor Matching</i>	
Firms	Control	Treatment	Control	Treatment	Control	Treatment
All	226	20	281	22	269	19
Matched	20	20	22	22	19	19
Unmatched	206	0	259	0	250	0
Minimum score of the pairs	0.0368	0.0372	0.0261	0.0322	0.0286	0.0289
Maximum score of the pairs	0.8051	0.8641	0.7090	0.7048	0.5774	0.6676

Note: The software used for this phase was the R, through the functions of the library *matchit*, found in the work of Ho et al. (2011).

The results of the matching show lower mean differences between the group of voluntary adopters and control than when compared to all firms, for all variables used, except for the market of book of 2006, according to data from Table 2.3. In the graphic check, a good matching adjustment is confirmed. The areas of densities of the control groups constructed in the years 2006, 2007 and 2009, overlapping those of the density of the voluntary adopters, are observed almost completely as can be observed in figure 2.1A. The other graphical results of the matching, histogram and scatter plot of the scores, of groups of voluntary adopters, controls and the whole sample are shown in figures 2.2A to 2.7A (appendix A).

Tabela 2.3 - Results of the Matching - 2006, 2007 and 2009

Variable	Mean values before matching			Mean values after matching		
	Treated	Raw Control	Mean difference	Treated	Raw Control	Mean difference
2006						
SIZE	15,4005	13,4686	1,9319	15,4005	15,2340	0,1665
BV	8601997	1473313	7128684	8601997	4955193	3646804
ADR	0,3000	0,0885	0,2115	0,3000	0,3000	0
MV	22364606	2862595	19502010	22364606	13558422	8806183
LEV	2,1210	2,3453	-0,2243	2,1210	2,0920	0,0290
MOB	4,472	2,9537	1,5188	4,472	8,9755	-4,5030
2007						
SIZE	15,2376	13,5764	1,6612	15,2376	15,1816	0,0561
BV	8260092	1414495	6845595	8260092	5029792	3230300
ADR	0,2700	0,0712	0,2016	0,2700	0,2700	0,0000
MV	29556020	3574776	25981243	29556020	19965870	9590148
LEV	2,1682	2,7426	-0,5745	2,1682	2,1327	0,0355
MOB	4,3600	3,2795	1,0805	4,3600	4,3082	0,0518
2009						
SIZE	15,5961	13,7198	1,8763	15,5961	15,5591	0,0370
BV	12268700	1901045	10367653	12268700	7697055	4571643
ADR	0,2632	0,0669	0,1962	0,2632	0,2105	0,0526
MV	26847570	3941301	22906271	26847570	19163590	7683981
LEV	1,7726	3,6875	-1,9148	1,7726	1,6732	0,0995
MOB	4,5689	-0,8678	5,4368	4,5689	4,2853	0,2837

Note: The software used for this phase was the R, through the functions of the library matchit, found in the work of Ho et al. (2011).

These results suggest that the use of all firms becomes poor if the intention is to construct a counterfactual that approximates the condition of the firms treated before the adoption. Additionally, that the scores of the treatment and control groups are very close.

2.5.1 Results of the Relevance of Accounting Information

The results of the relevance of accounting information are interpreted by the analysis of the parameters of Equations 2.7 to 2.9, presented in Table 2.4. First, they corroborate with the theory that accounting information is relevant in the determination of market variables, through the results of the parameters β_2 . In addition, they evidence the significant and positive association between the accounting profit and the market variables for all the proposed specifications. The finding that the adoption of IFRS increased this associative capacity between accounting income and market variables was verified by significant positive result of δ_2 , validating hypothesis 1 of this study. This finding is in accordance with results obtained by Lima (2010) and Santos and Cavalcante (2014).

Differences between the market results of adopter and non-adopter firms were analyzed by the results of the parameters δ_1 . However, the results show that these parameters were statistically significant and positive in equation 2.8 and not significant for the specification of equation 2.9.

Tabela 2.4 - Relevance model results

Model	Fixed effect		Fixed effect		Fixed effect		OLS#		OLS#	
	coef.	t.	coef.	t.	coef.	t.	coef.	t.	coef.	t.
Constant	0,868***	40,1	0,863***	32,3	0,865***	32,89	1,065***	43,9	1,062***	43,5
<i>IFRS</i>	-	-	0,052*	1,8	-0,007	-0,19	-0,009	-0,3	-	-
<i>EARN/P_{t-1}</i>	1,071***	5,3	1,059**	2,3	0,895*	1,86	0,597**	3,4	0,744***	4,4
<i>BVE/P_{t-1}</i>	0,226***	7,3	0,224***	4,9	0,229***	4,92	0,015	0,9	0,011	0,6
<i>IFRS × EARN/P_{t-1}</i>	-	-	-	-	1,742***	2,67	1,712***	2,9	-	-
<i>2007</i>	-	-	-	-	-	-	-0,031	-1,1	-0,027	-1,0
<i>2008</i>	-	-	-	-	-	-	-0,197***	-7,4	-0,191***	-7,1
<i>2009</i>	-	-	-	-	-	-	0,0813***	3,1	0,0894***	3,4
<i>2010</i>	-	-	-	-	-	-	-0,083***	-2,9	-0,066**	-2,4
<i>R²- adjusted</i>	0,0889		0,0917		0,0993		0,2436		0,2326	
<i>F test</i>	F = 1,60***		F = 1,59***		F = 1,61***		F = 1,14		F = 1,06	
<i>Breusch-Pagan</i>	LM = 1,9		LM = 1,8		LM = 1,6		LM = 4,2**		LM = 5,4**	
<i>Hausman</i>	H = 66,24***		H = 65,97***		H = 67,63***		H = 44,64***		H = 39,79***	

Notes: A total of 730 firm-quarter observations were used. Coef. is the abbreviation for coefficient and t. is the statistic. The estimation of fixed effect models was performed using robust standard errors. #A Choice for those grouped least squares models also considered the criteria of Akaike and Hannan-Quinn. The symbols *, ** and *** represent significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

Regarding the analysis of the variable dummies for each year of the period investigated, it was found that all the estimated parameters were significant, except for the year 2007. The comparative results for 2006, including other variables, showed reduced values of returns in 2008 and 2010 and increased values in 2009, possibly because of effects of the international financial crisis that occurred in the interval. The behavior of these variables varies even within the voluntary adoption period, suggesting that their use to assert any impact of the rules is not appropriate. These results are in the assumptions proposed in this paper on the non-effectiveness of analysis of the standard using only temporal dummy variables for it, as factors other than the standard may interfere over time in the quality of accounting information.

When comparing the adjusted R^2 of the models without the identification of IFRS with specifications that include the indicators of adoption of the standard, there is an improvement in the adjustments of the models that include the IFRS. The adjusted R^2 values increase from 0.089 in the estimates of equation 2.7 to 0.092 and 0.100 in the estimates of equations 2.8 and 2.9, respectively. For estimates that include time dummies, this value increases from 0.233 to

0.244. In addition, these results were superior to those found in the similar specifications of Santos and Cavalcante (2014) and Santos et al. (2011).

In addition to the estimated equations, specifications with the value of the log-returns as dependent variable were estimated by following Kothari and Zimmerman (1995). This was to see whether significant changes in the results occur, which could be caused by scale effect, as explained by Easton and Sommers (2003). However, the results were very close to those found in the models of returns and so were not presented.

2.5.2 Results of the timeliness and conservatism

The results of conservative measures and timeliness are interpreted by analyzing the parameters estimated from equations 2.10 to 2.15 listed in Tables 2.5 and 2.6.

When checking the estimation results, it was found that for all regressions of all proposed equations, the coefficient α_1 was significant and positive, confirming the theory that the returns are informative for determining the accounting profit and thus considered timely. These results differ from those presented in Santos and Cavalcante (2014) and Santos et al. (2011), in which none of the proposed specifications for this coefficient were significant at the 5% level. However, the results of the coefficients δ_1 , which identify whether the adoption of IFRS increases the companies' earnings results, were not significant in any of the regressions. The coefficient δ_2 , which evaluates the informational timeliness arising from the adoption of IFRS, is also not significant. These results corroborate those of Santos and Cavalcante (2014), which do not show that IFRS have made accounting profit more timely. Thus, hypothesis 2 of this study, which states that the adoption of IFRS in Brazil increases the informational timeliness of accounting profit, is not confirmed.

Tabela 2.5 - Timeliness model results

Model	Random effect		Random effect		Random effect	
	coef.	t.	coef.	t.	coef.	t.
Constant	0,0292***	8,55	0,0287***	8,17	0,0288***	8,14
<i>R</i>	0,0460***	6,61	0,0456***	6,54	0,0432***	5,79
IFRS	-	-	0,0032	0,591	0,0018	0,32
<i>RxIFRS</i>	-	-	-	-	0,0197	0,90
<i>R²- adjusted</i>	0.0577		0.05816		0.0592	
<i>F test</i>	F = 4,68***		F = 4,691***		F = 4,699***	
<i>Breusch-Pagan</i>	LM = 181,9***		LM = 182,3***		LM = 183,3***	
<i>Hausman</i>	H = 0,018		H = 0,275		H = 0,641	

Notes: A total of 730 firm-quarter observations were used. Coef. is the abbreviation for coefficient and t. is the statistic.

The symbols *, ** and *** represent significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

Regarding the conditional conservatism of the accounting profit for the firms adopting standards and their pairs, the results of the coefficients α_2 and α_3 did not present significance or their signs were contrary to expectations, not confirming the asymmetric recognition of economic loss in relation to the gain. The coefficient δ_2 , which checks the change of conservatism arising from the change from the domestic norm to IFRS, also showed no statistically significant results for any of the proposed specifications. This indicates that international standards do not impact on the conservatism of the accounting profit in Brazil for the period investigated, therefore not confirming hypothesis 3 of this study. These results are similar to those found in Santos et al. (2011) and Santos and Cavalcante (2014).

Tabela 2.6 - Conservatism model results

Model	Fixed effect		Fixed effect		Random effect		Random effect		Random effect	
	coef.	t.	coef.	t.	coef.	t.	coef.	t.	coef.	t.
Constant	0,025***	7,7	0,024***	6,7	0,026***	6,0	0,033***	5,33	0,031***	5,8
NEG	0,004	0,8	0,004	0,8	0,002	0,4	0,002	0,51	0,004	0,5
R	0,068***	2,6	0,067***	2,7	0,060***	3,9	0,059***	3,72	0,066***	4,1
NEGxR	-0,031*	-1,7	-0,031***	-1,7	-0,021	-0,9	-0,029	-1,29	-0,039*	-1,7
IFRS	-	-	0,004	0,7	0,003	0,5	-	-	0,004	0,5
NEGxRxIFRS	-	-	-	-	-0,002	-0,1	-	-	0,006	0,2
2007	-	-	-	-	-	-	-0,008	-1,46	-0,009	-1,5
2008	-	-	-	-	-	-	-0,012**	-2,02	-0,013**	-2,2
2009	-	-	-	-	-	-	-0,005	-0,93	-0,006	-1,1
2010	-	-	-	-	-	-	-0,005	-0,793	-0,006	-1,0
<i>R</i> ² - adjusted	0,230		0,230		0,059		0,065		0,065	
<i>F test</i>	F=4,73***		F=4,74***		F=4,68***		F=4,77***		F=4,76**	
<i>Breusch-Pagan</i>	LM = 176,9***		LM = 177,2***		LM = 179,2***		LM = 181,7***		LM = 181,0***	
<i>Hausman</i>	H = 9,512**		H = 9,686**		H = 5,269		H = 10,764		H = 12,031	

Notes: A total of 730 firm-quarter observations were used. coef. is the abbreviation for coefficient and t. is the statistic. The estimation of fixed effect models was performed using robust standard errors. #A Choice for those grouped least squares models also considered the criteria of Akaike and Hannan-Quinn. The symbols *, ** and *** represent significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

Regarding the analysis of the dummy variable for each year in the proposed models, only the year 2008 showed a significant result, which, given its negative sign, may have been due to other factors such as the international financial crisis. As mentioned in the results of the models of the relevance of accounting information, only the use of these variables does not seem to be consistent to assert any impact of the norms in this case.

2.6 Concluding Remarks

The doubt about the precise relationship between the accounting information quality of Brazilian firms and the adoption of international accounting standards was one of the motivating

questions of this research, particularly the method and the manner in which the national literature addresses the isolation of the effect of the standard and performs the calculation of its measures of interest. In general, the evaluations are performed without a process of pretreating or the data randomization for the construction of any suitable counterfactual. Therefore, this article aimed to assess whether the adoption of international accounting standards is associated with a higher accounting information quality in Brazil, through an alternative approach.

To achieve this, an empirical strategy of two steps was adopted: the first involving the matching by propensity score and the construction of control groups, and the second, the estimation of measures of accounting information quality through panel data models. Thus, it sought to mitigate possible problems of selection bias, as well as unobserved variables that could interfere with measurements of interest.

The results of the balance of the matching were satisfactory, in terms of the construction of control groups that meet the propensity score matching model's assumptions and of the proximity of the scores of values and average results of the variables between the treatment groups and control groups.

Regarding the investigation of the hypothesis that the adoption of IFRS increased the relevance of accounting information, the results were favorable for all proposed specifications. Thus, for companies that have adopted international standards, accounting profit has become more relevant in the determination of market variables. However, the results did not verify the hypothesis that the adoption of IFRS increased the timeliness and level of conservatism of the accounting profit. That is, the measures of conservatism and timeliness do not exhibit significant variations in front of adoption of standards in Brazil. Hence, the adoption of the standards did not make the returns and asymmetric recognition of losses more informative. Another important aspect is the results of the temporal dummy variable; only their use does not seem to provide sufficient evidence to confirm or refute the impact of adopting IFRS for the sample investigated.

The study has some limitations. First, the period for analysis is short, and it would be interesting to extend the time horizon. Likewise, the sample of companies analyzed is small. Therefore, it is worth repeating the study using some unbalanced panel data method to increase the number of firms and the time horizon. Another point to be explored in the future would be to expand the number of covariates used in the Matching stage.

2.7 References

- Abadie, A., & Imbens, G.W. (2006). Large sample properties of matching estimators for average treatment effects. **Econometrica**, 74, 235–267. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-262.2006.00655.x>.
- Ahmed, K., Chalmers, K., & Khelif, H. (2013). A meta-analysis of IFRS adoption effects. **International Journal of Accounting**, 48, 173-217. <http://dx.doi.org/10.1016/j.intacc.2013.04.002>.
- Apergis, N. (2015). The Role of IFRS in Financial Reporting Quality: Evidence from a Panel of MENA Countries. **International Journal of Economics and Finance**, 7(10), 182. <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v7n10p182>.
- Armstrong, C. S., Barth, M. E., & Riedl, E. J. (2010). Market reaction to the adoption of IFRS in Europe. **The Accounting Review**, 85 (1), 31–61. <http://dx.doi.org/10.2308/accr.2010.85.1.31>.
- Barth, M E., Landsman, W. R., & Lang, M. H. (2008). International Accounting standards and accounting quality. **Journal of Accounting Research**. 46, 467-498. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1475-679X.2008.00287.x>.
- Barth, M. E., Beaver, W. H., & Landsman, W. R. (2001). The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting: another view. **Journal of Accounting and Economics**, 31, 77-104. [http://dx.doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00019-2](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00019-2).
- Barth, M., & Clinch, G. (2009). Scale effects in capital markets-based accounting research. **Journal of Business Finance & Accounting** 36, 253–288. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-5957.2009.02133.x>.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. **Journal of Accounting and Economics**, 24, 3-37. [http://dx.doi.org/10.1016/S0165-4101\(97\)00014-1](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-4101(97)00014-1).
- Beaver, W., Lambert, R., & Morse, D. (1980). The information content of security prices. **Journal of Accounting and Economics**, 2 (1), 3-28. [http://dx.doi.org/10.1016/0165-4101\(80\)90013-0](http://dx.doi.org/10.1016/0165-4101(80)90013-0).
- Bilgic, F. A., & Ibis, C. (2013). Effects of New Financial Reporting Standards on Value Relevance—A Study about Turkish Stock Markets. **International Journal of Economics and Finance**, 5(10), 126. <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v5n10p126>.
- Callao, S., Jarne, J. I., & Laínez, J. A. (2007). Adoption of IFRS in Spain: effect on the comparability and relevance of financial reporting. **Journal of International Accounting Auditing & Taxation**, 16 (2), 148-178. <http://dx.doi.org/10.1016/j.intaccaudtax.2007.06.002>.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge: Cambridge university press.

- Dowa, A., Elgammi, A. M., Elhatab, A., & Mutat, H. A. (2017). Main Worldwide Cultural Obstacles on Adopting International Financial Reporting Standards (IFRS). **International Journal of Economics and Finance**, 9(2), 172-179. <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v9n2p172>.
- Easton, P. D., & Sommers, G. A. (2003). Scale and the Scale Effect in Market-based Accounting Research. **Journal of Business Finance & Accounting**, 30 (12), 25-56. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-5957.00482>.
- Francis, J., & Schipper, K. (1999) Have financial statements lost their relevance? **Journal of Accounting Research**, 37, 319–352. <http://dx.doi.org/10.2307/2491412>.
- Francis, J., Lafond, R., Olsson, P. M., & Schipper, K. (2004). Costs of equity and earnings attributes. **The accounting review**, 79(4), 967-1010. <http://dx.doi.org/10.2308/accr.2004.79.4.967>.
- Garrouch, H. (2016). Reaction of Foreign Institutional Investors to Mandatory IFRS Adoption: French Evidence. **International Journal of Economics and Finance**, 8(11), 30.
- Gil-Alana, L. A., Iniguez-Sanchez, R., & Lopez-Espinosa, G. (2011). Endogenous problems in crosssectional valuation models based on accounting information. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, 37 (2), 245-265. <http://dx.doi.org/10.1007/s11156-010-0203-2>.
- Gonçalves, J. C, Batista, B. L. L, Macedo, M. A. S, & Marques, A. V. C. (2014). Análise do impacto do processo de convergência às normas internacionais de contabilidade no Brasil: um estudo com base na relevância da informação contábil. **Revista Universo Contábil**, 10 (3), 25-43.
- Hail, L., Leuz, C., & Wysocki, P. (2010). Global accounting convergence and the potential adoption of IFRS by the U.S. (part II). **Accounting Horizons**, 24, 567-588. <http://dx.doi.org/10.2308/acch.2010.24.4.567>.
- Ho, D., Imai, K., King, G., & Stuart, E. (2007). Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference. **Political Analysis**, 15, 199-236. <http://dx.doi.org/10.1093/pan/ mpl013>.
- Ho, D., Imai, K., King, G., & Stuart, E. (2011). Matchit: Nonparametric Preprocessing for Parametric Causal Inference. **Journal of Statistical Software**, 42, 1-28. <http://dx.doi.org/10.18637/jss.v042.i08>.
- Houqe, M. N., Van Zijl, T., Dunstan, K., & Karim, A. W. (2012). The effect of IFRS adoption and investor protection on earnings quality around the world. **The International journal of accounting**, 47(3), 333-355. <http://dx.doi.org/10.1016/j.intacc.2012.07.003>.
- Iatridis, G. (2010). International Financial Reporting Standards and the quality of financial statement information. **International Review of Financial Analysis**, 19, 193–204. <http://dx.doi.org/10.1016/j.irfa.2010.02.004>.
- Imbens, G. W. (2015). Matching methods in practice: Three examples. **Journal of Human**

Resources, 50(2), 373-419. <http://dx.doi.org/10.3368/jhr.50.2.373>.

Karampinis, N., & Hevas, D. (2009). The effect of the mandatory application of IFRS on the value relevance do accounting data: some evidence from Greece. **European Research Studies**, 12 (1), 73-100.

Kargin, S. (2013). The impact of IFRS on the value relevance of accounting information: evidence from Turkish firms. **International Journal of Economics and Finance**, 5 (4), 71-80. <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v5n4p71>.

Khandker, S. R., Koolwal, G. B., & Samad, H. A. (2010). **Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices**. Washington: World Bank Publications.

Klimczak, K. M. (2011). Market reaction to mandatory IFRS adoption: evidence from Poland. **Accounting and Management Information Systems**, 10 (2), 228-248.

Kothari, S. P., & Zimmerman, J. L. (1995). Price and return models. **Journal of Accounting and economics**, 20(2), 155-192. [http://dx.doi.org/10.1016/0165-4101\(95\)00399-4](http://dx.doi.org/10.1016/0165-4101(95)00399-4).

Lima, J. B. N. (2010). **A relevância da informação contábil e o processo de Convergência para as Normas IFRS no Brasil**. Tese de doutorado, Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, Brasil. Recuperado de <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12136/tde-24032011-185955/pt-br.php>.

Ohlson, J. A. (1995). Earnings, book values, and dividends in equity valuation. **Contemporary accounting research**, 11(2), 661-687. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1911-3846.1995.tb00461.x>.

Olfa, B. J., & Hamadi, M. (2015). The Impact of the IAS/IFRS Adoption on the Predictive Quality of Discretionary Accruals: A Comparison between the French and the British Context. **International Journal of Economics and Finance**, 7(6), 208-231. <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v7n6p208>.

Paul, A., Walton, P. J., & Yang, D. (2012). Voluntary Adoption of IFRS: A Study of Determinants for UK Unlisted Firms. **SSRN Electronic Journal**. 1-42. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1978986>.

Peixoto, B., Pinto, C. C. X., Lima, L., Foguel, M. N., & Barros, R. P. (2012). **Avaliação Econômica de Projetos Sociais**. Organizado por Naercio Menezes Filho. ed.1. São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora. R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. (versão 3.3.1) [programa de computador]. Vienna, Austria. <https://cran.r-project.org>.

Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. **Biometrika**, 70(1), 41-55. <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>.

Santos, L. P. G., Lima, G. A. S. F., Freitas, S. C., & Lima, I. S. (2011). Efeito da Lei 11.638/07

sobre o conservadorismo condicional das empresas listadas BM&FBOVESPA. **Revista Contabilidade e Finanças**, 22(56), 174-188. <http://dx.doi.org/10.1590/S1519-70772011000200004>.

Santos, M. A. C., & Cavalcante, M. E. M. A. D. C. (2014). O Efeito da Adoção dos IFRS sobre a Relevância Informacional do Lucro Contábil no Brasil. **Revista Contabilidade & Finanças**, 25(66), 228-241. <http://dx.doi.org/10.1590/1808-057x201410690>.

Soderstrom, N. S., & Sun, K. J. (2007). IFRS adoption and accounting quality: a review. **European Accounting Review**, 16(4), 675-702. <http://dx.doi.org/10.1080/09638180701706732>.

Tendeloo, B. V, & Vanstraelen, A. (2005). Earnings management under German GAAP versus IFRS. **European Accounting Review**, 14(1), 155-180. <http://dx.doi.org/10.1080/0963818042000338988>.

2.8 Appendix A - Matching Results

Figura 2.1 - Density of propensity scores

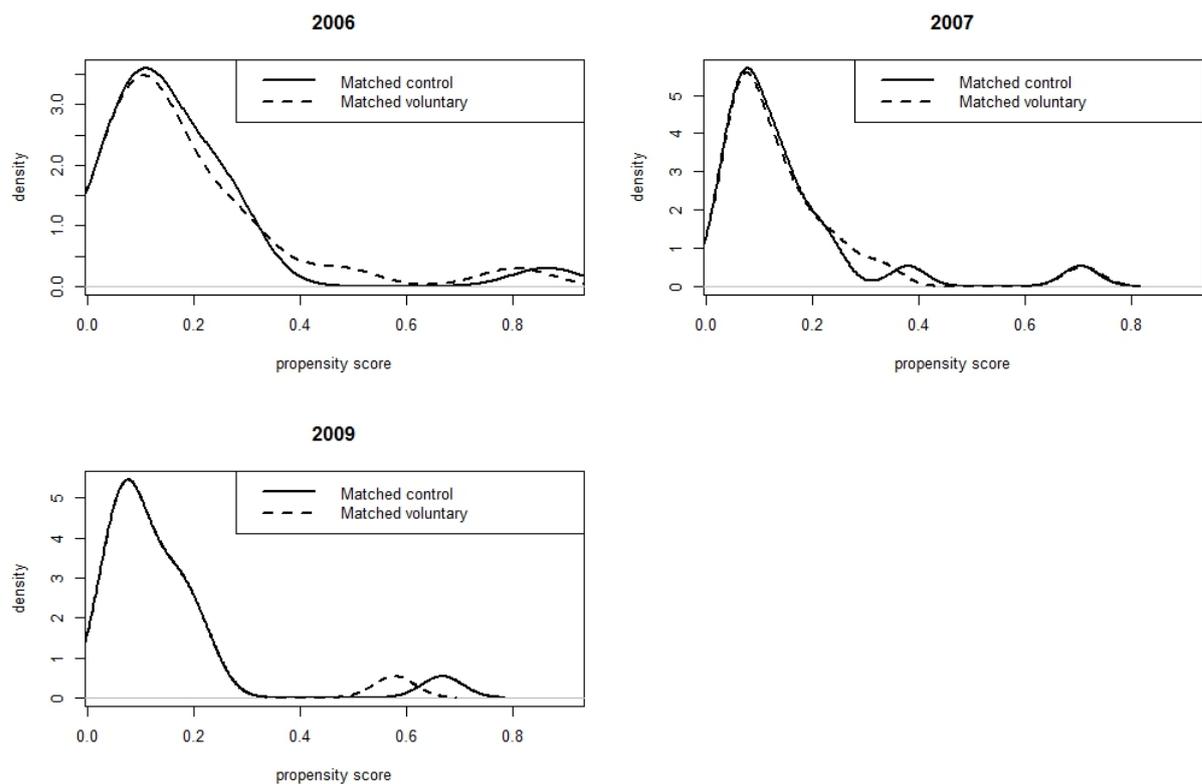


Figura 2.2 - Histograms (2006)

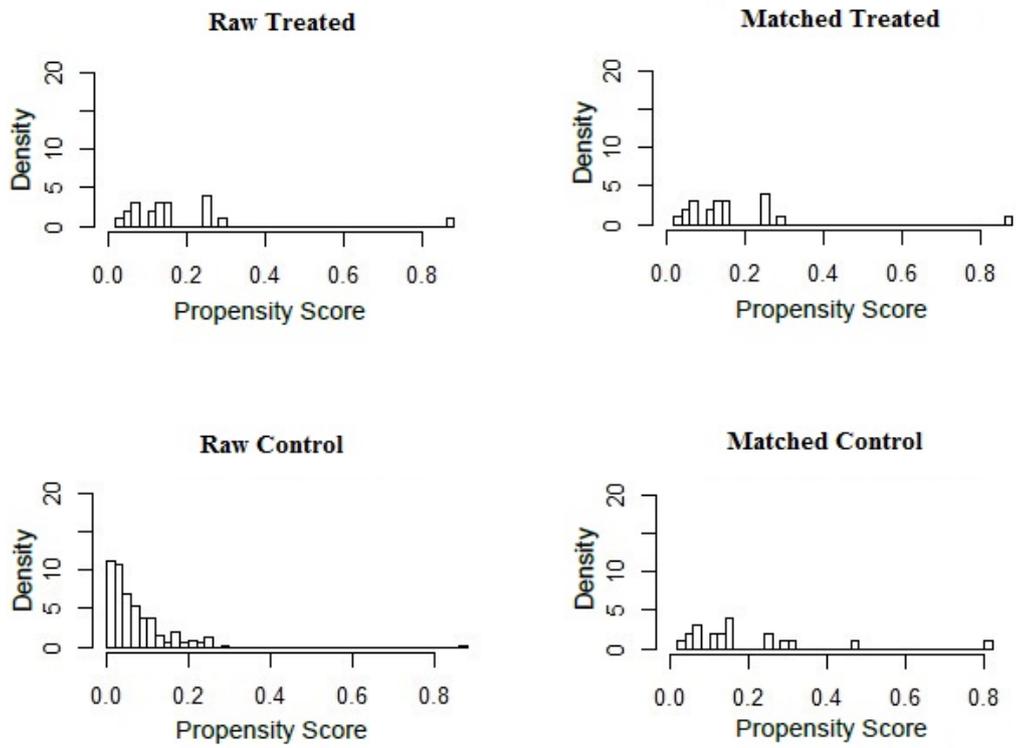


Figura 2.3 - Scores of treatments and controls (2006)

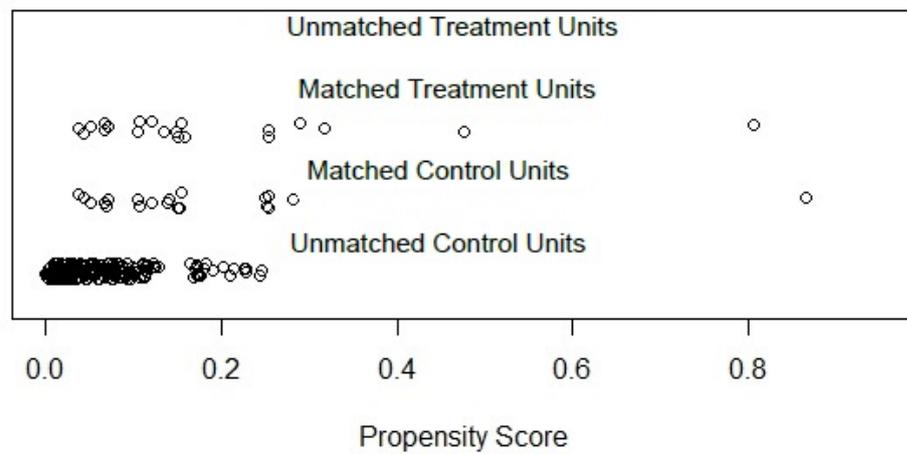


Figura 2.4 - Histograms (2007)

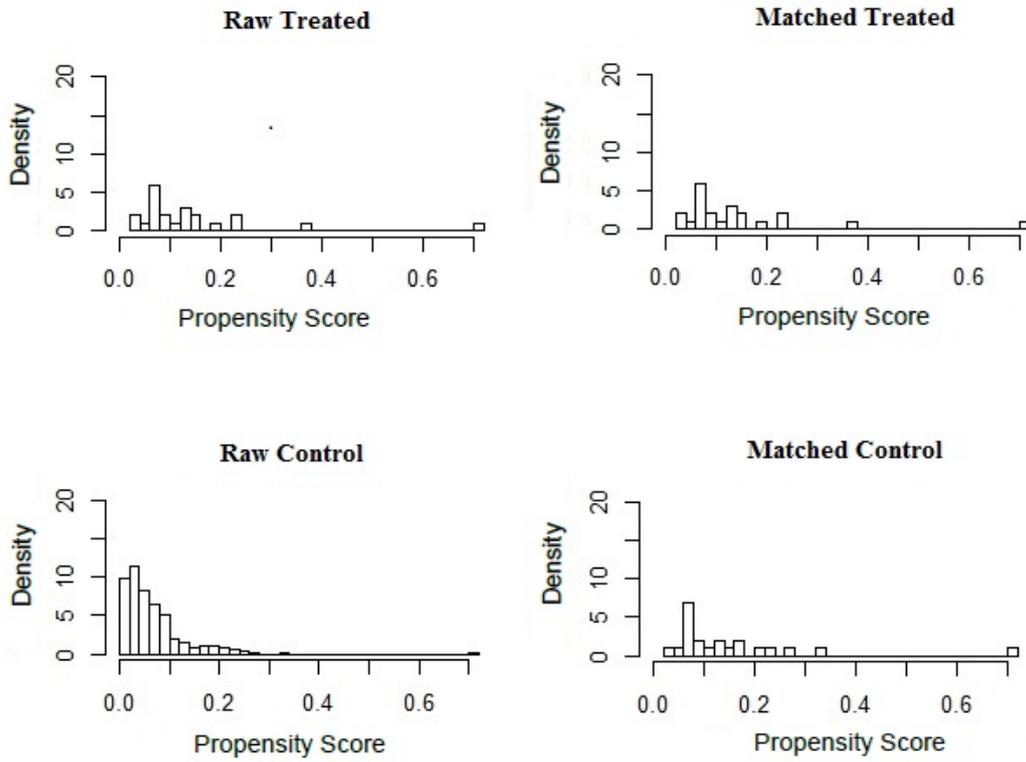


Figura 2.5 - Scores of treatments and controls (2007)

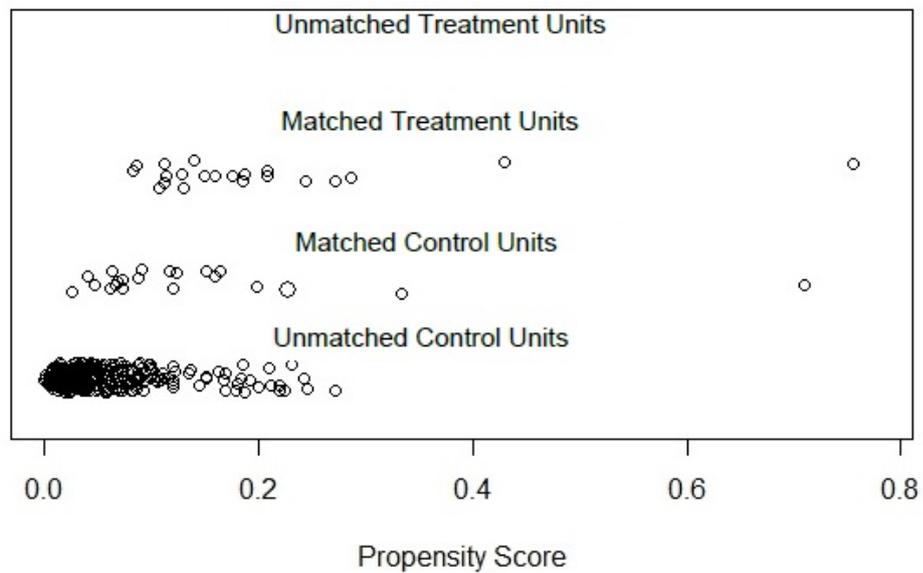


Figura 2.6 - Histograms (2009)

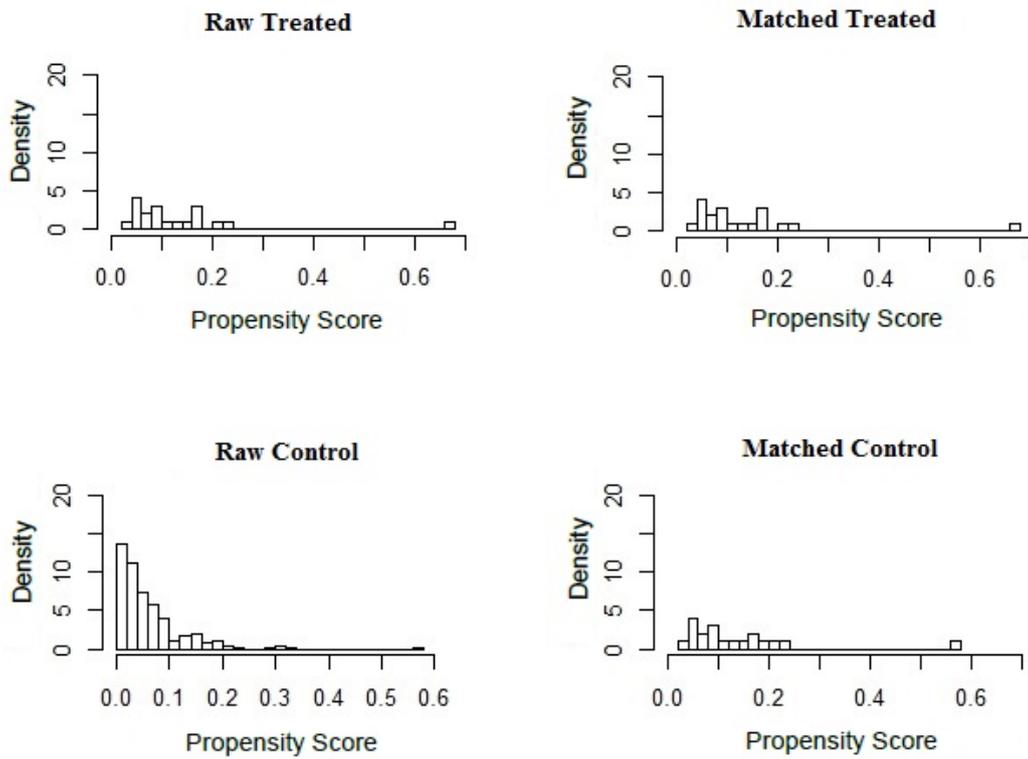
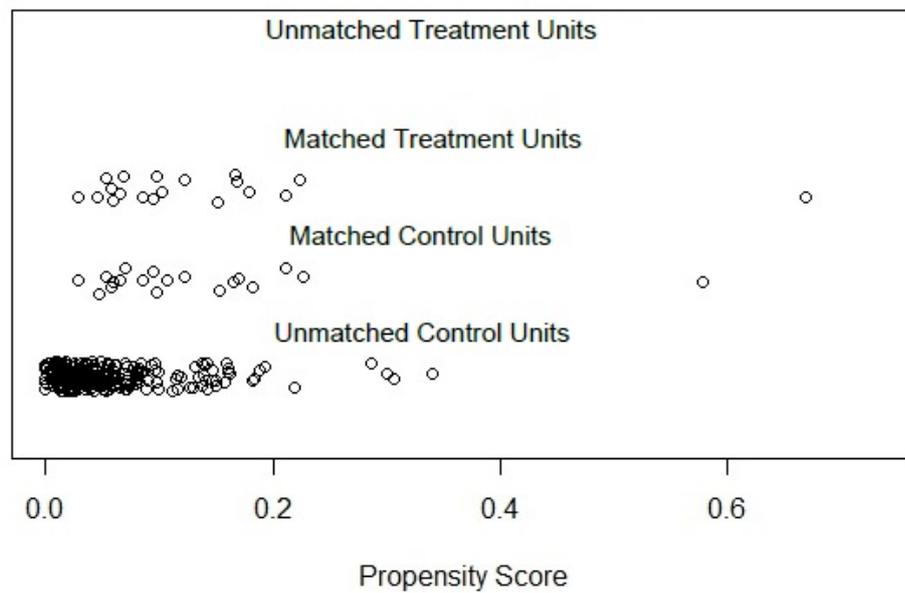


Figura 2.7 - Scores of treatments and controls (2009)



3 DEPENDÊNCIA ENTRE COMMODITIES DE ALIMENTOS E PETRÓLEO: UMA AVALIAÇÃO POR MEIO DE CÓPULAS NÃO PARAMÉTRICAS

Resumo: O estudo da relação entre os mercados de energia e de alimentos é importante para investidores e para formuladores de políticas públicas. Investigações empíricas dessa relação são relativamente recentes na literatura, baseadas principalmente em abordagens paramétricas e apresentando resultados mistos. Este artigo analisa a dependência e a hipótese de neutralidade entre esses mercados. Para tanto, uma estratégia empírica flexível e eficiente é adotada, baseada em estimações de cópulas não paramétricas. Isso é importante para evitar problemas relacionados à escolha equivocada da forma funcional dessa relação. O período de análise se estende de 2001 até 2011, com a amostra subdividida em períodos de estabilidade e de crises. Os resultados indicam que, em geral, as quantidades de dependência entre o petróleo e as commodities agrícolas são diferentes de zero, ou seja, a relação não é neutra entre os mercados de energia e de alimentos. Também foi constatado que a estrutura e a quantidade de dependência desses ativos mudam no período de crises.

Palavras-chave: Commodities. Cópulas não paramétricas. Kernel. Block bootstrap.

3.1 Introdução

Os preços das commodities agrícolas e do petróleo vêm apresentando comportamento similar nas últimas décadas, com tendências que coincidem em vários períodos. Essa relação parece se acentuar a partir do momento em que a produção de biocombustíveis começou a ser intensificada (CHEN et al., 2010). No entanto, a investigação da existência de uma relação entre os preços dos alimentos e da energia é um tema recente na literatura, e com resultados mistos. De um lado, estudos evidenciam o aumento do preço do petróleo como um dos principais fatores dos últimos choques ocorridos nos mercados agrícolas (por exemplo, BAES, 2007; MITCHELL, 2008; ROSEGRANT et al., 2008; YANG et al., 2008; CHANG; SU, 2010). Entretanto, algumas pesquisas indicam a neutralidade dessa relação, ou seja, que não existe uma ligação direta significativa entre os preços do petróleo e os preços das commodities alimentares (por exemplo, LOMBARDI et al., 2012; ZHANG et al., 2010; NAZLIOGLU; SOYTAS, 2011).

O estudo da dependência entre essas importantes commodities é relevante para diversas áreas, como na gestão de riscos e no desenvolvimento de políticas para alimentos e energia (incentivos à produção de biocombustíveis, segurança alimentar, entre outros). De modo geral, os trabalhos que apontam para uma dependência entre esses mercados apresentam explicações baseadas em dois argumentos: na competição no mercado de energia, o qual desloca a oferta de commodities alimentares para a produção de biocombustíveis; e no uso de derivados de petróleo no processo produtivo e de logística dos alimentos (ver, por exemplo, NAZLIOGLU et al., 2013; DU et al., 2011; ZILBERMAN et al., 2012). Essa possível relação bilateral reforça a expectativa

de que exista uma ligação entre o mercado de petróleo e o de commodities alimentares (HARRI; HUDSON, 2009). Por outro lado, existem estudos que verificam a hipótese da neutralidade entre esses mercados, relacionando a evolução dos preços das commodities agrícolas a outros fatores como o crescimento da demanda, a expansão monetária e as flutuações da taxa de câmbio (GILBERT, 2010).

Os resultados de investigações específicas para países produtores de insumos para biocombustíveis indicam resultados mistos. Algumas pesquisas apontam para a existência de uma relação de dependência positiva entre os preços do petróleo e das commodities agrícolas para o Brasil (cana-de-açúcar), Estados Unidos (milho e soja) (SERRA, 2011; SERRA et al., 2008; PAUL; MITRA, 2016, respectivamente) e Alemanha (CABRERA; SCHULTZ, 2016). Já para a Turquia, Nazlioglu e Soytaş (2011) não constatarem indícios de transmissão de variações dos preços do petróleo para os preços das commodities de alimentos. Isso sugere que os resultados podem ser sensíveis à localidade investigada e a commodity avaliada. Além disso, as diferenças entre os resultados podem ter origem em outros fatores, como nas diferentes estratégias metodológicas adotadas. Um exemplo são os resultados apresentados em Nazlioglu (2011), os quais diferem sobre a constatação de neutralidade entre os mercados quando considerados modelos lineares e não lineares para o mesmo conjunto de dados.

Nesse contexto, a metodologia de cópulas surge como uma alternativa para as avaliações das commodities, por ser considerado um método consistente na modelagem das estruturas de dependência de ativos. Além de sua ampla utilização na análise da dependência na literatura de finanças (ver, por exemplo, PATTON, 2006; RODRIGUEZ, 2007; GIACOMINI et al., 2012; REBOREDO, 2011; SILVA FILHO et al., 2012), essa metodologia recentemente passou a ser utilizada para a verificação da dependência entre commodities relacionadas à energia, como pode ser observado nos trabalhos de Grégoire et al. (2008), Serra e Gil (2012), Reboredo (2012a), Reboredo (2012b) e Resende e Candido (2015).

De acordo com Fermanian et al. (2002), a escolha da estrutura de dependência, ou similarmente da cópula, é uma questão-chave para vários modelos de precificação em finanças e seguros. A escolha equivocada de uma família de cópulas pode, por exemplo, subestimar as quantidades de dependência e ter implicações nos resultados finais de interesse. Para evitar problemas relacionados à escolha da família da cópula e contribuir resultados consistentes sobre a relação existente entre o preço das commodities alimentares e do petróleo, sugerimos uma avaliação sob outra perspectiva metodológica. Nesse caso, propomos a estimação não paramétrica das cópulas, via *kernel*, e o cálculo de medidas de dependência para testar a hipótese de neutralidade entre os mercados. Essa abordagem apresenta a vantagem de não necessitar impor uma forma funcional paramétrica para a estimação das cópulas, além de ser computacionalmente leve, fornecer um bom ajuste para os dados e permitir uma estimativa mais eficiente da estrutura da cópula implícita nas observações da amostra (CHERUBINI et al., 2004). Complementarmente, propomos também um teste não paramétrico de igualdade entre cópulas.

Com isso, nos dedicamos a responder às seguintes questões: a hipótese de neutralidade é

válida entre os preços do petróleo e os preços das principais commodities agrícolas utilizadas na produção de biocombustíveis - milho, soja e trigo? As crises dos alimentos e financeira modificaram a estrutura e a quantidade de dependência entre esses preços? Para tanto, aplicamos uma estratégia empírica composta por duas etapas. Uma formada pela estimação de cópulas não paramétricas, procedimento desenvolvido por Fermanian et al. (2002), seguida pelo cálculo de medidas de dependência e intervalos de valores construídos a partir de um processo de simulação *block bootstrap*. A segunda consiste na aplicação do teste de igualdade entre cópulas empíricas, proposto por Remillard e Scaillet (2009), para verificar se houve mudanças na estrutura de dependência dos preços do petróleo e das commodities agrícolas ao passar de um período de estabilidade para um de crises.

A contribuição de nosso estudo consiste, principalmente, na proposta de uma estratégia que utiliza métodos flexíveis e eficientes, dentro de nosso conhecimento, ainda não utilizada na literatura para o problema em questão. Acreditamos que seja a primeira aplicação a qual não utiliza as estimações não paramétricas de cópulas apenas para fins de comprovação de resultados paramétricos, mas sim, que calcula as quantidades das medidas de dependência e constrói intervalos para testar tais valores. Além disso, é a primeira investigação que testa a igualdade entre cópulas empíricas e ilustra a mudança na estrutura da dependência entre as commodities, algo ainda não testado empiricamente para o problema em questão. Essa proposta metodológica fornece indícios que contribuem para a qualidade da interpretação dos resultados, que sugerem a não neutralidade entre os mercados de energia e de alimentos e uma mudança na estrutura de dependência entre os períodos investigados.

O artigo está estruturado em cinco seções. Na seção 3.2, apresentamos a metodologia de cópulas, seu estimador não paramétrico via *kernel* e o teste de igualdade entre duas cópulas. Além disso, comentamos sobre a relação das quantidades de interesse e a hipótese de neutralidade. Na seção 3.3, nós descrevemos os dados e a estratégia empírica para os cálculos das quantidades de dependência e a construção dos intervalos de valores. Na seção 3.4, discutimos os resultados de todas as etapas para os diferentes períodos de tempo analisados. Por fim, na seção 3.5, resumizamos os resultados e conclusões.

3.2 Cópulas e a hipótese de neutralidade

O estudo da estrutura de dependência entre as commodities de alimentos e o petróleo é de fundamental importância para investidores e formuladores de política, e acaba tendo especial relevância em movimentos extremos dos preços, como nas crises dos alimentos e financeira ocorridas na última década. A metodologia de cópulas possibilita formular distribuições multivariadas para os dados de interesse, de modo que várias medidas que descrevem o comportamento da dependência entre as variáveis possam ser calculadas. Conceitos importantes para verificar a neutralidade entre as commodities alimentares e o petróleo, como a dependência de quadrante positivo e a dependência de cauda esquerda decrescente podem ser estimados e em-

piricamente analisados. De modo geral, as cópulas são funções de distribuição multivariadas, cujas marginais são uniformes no intervalo $(0,1)$, que recuperam a informação da distribuição conjunta³. A prova para a obtenção da distribuição conjunta a partir das marginais e da função cópula foi fornecida por Sklar (1959), a partir de um teorema que recebeu seu nome.

Teorema de Sklar. Sejam Y_1, \dots, Y_n variáveis aleatórias com marginais F_1, \dots, F_n , respectivamente, e F a função de distribuição conjunta. Então existe uma n -cópula C , tal que, para todo $\mathbf{y} \in \mathbb{R}^n$:

$$F(\mathbf{y}) = C(F_1(y_1), \dots, F_n(y_n)). \quad (3.1)$$

Se F_1, \dots, F_n são todas contínuas, então C é unicamente definida; Do contrário, C é somente determinada em $ImF_1 \times \dots \times ImF_n$. Reciprocamente, se C é uma n -cópula e F_1, \dots, F_n são funções de distribuição, então a função F definida por (3.1) é uma função distribuição de dimensão n com marginais F_1, \dots, F_n .⁴

Como um corolário imediato do Teorema de Sklar, temos:

$$C(u_1, \dots, u_n) = F(F_1^{-1}(u_1), \dots, F_n^{-1}(u_n)), \quad (3.2)$$

em que $F_1^{-1}, \dots, F_n^{-1}$ são quase inversas de F_1, \dots, F_n , dadas por $F_j^{-1}(u_j) = \inf\{y \mid F_j(y) \geq u_j\}$.

Os ganhos com a utilização desse método são: a possibilidade da divisão do problema de identificação da distribuição em dois componentes, densidades marginais e estrutura de dependência; a invariância a transformações crescentes; e o fornecimento de informações tanto das quantidades de dependência quanto da própria estrutura de dependência. Esses pontos apresentam vantagens quando comparados a outros métodos que possuem limitações para captar movimentos extremos e não lineares, como o caso do cálculo do coeficiente de correlação de Pearson, por exemplo.

3.2.1 Estimadores *Kernel*

Em um contexto de séries de tempo, Fermanian et al. (2002) desenvolveram um método não paramétrico baseado em estimadores *kernel* para a estimação de cópulas. Esse método propicia flexibilidade nas estimações, pois proporciona uma boa reconstituição da função de cópula sem precisar impor qualquer forma paramétrica prévia sobre a estrutura de dependência entre as marginais, além de ser computacionalmente leve e eficiente. Outro aspecto favorável, em comparação a outros métodos não paramétricos, como a estimação de cópulas empíricas, é que a estimação via *kernel* não apresenta descontinuidade (que ocorrem nas últimas) o que torna possível o fornecimento de relevantes resultados para as medidas de dependência para todo o suporte avaliado. De maneira formal, considerando $u_j \in (0, 1), j=1, \dots, n$, assumindo que

³Para uma introdução às cópulas e suas propriedades, ver Nelsen (2006).

⁴A prova do teorema pode ser encontrada em Sklar (1959).

a *f.d.a* F_j de Y_{jt} , é tal que a equação $F_j(y) = u_j$ admite uma solução única denotada $\xi_j(u_j)$, os estimadores *kernel* da função de distribuição conjunta podem ser escritos da seguinte maneira:

$$\hat{F}(\mathbf{y}) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \prod_{j=1}^n \Phi((y_j - Y_{jt})/h_j), \quad (3.3)$$

em que Φ é *a.f.d.a* de uma variável gaussiana padrão e as *bandwidths* h são funções positivas de T , tal que $h_j \rightarrow 0$ quando $T \rightarrow \infty$. Para estimar a cópula em algum ponto \mathbf{u} , usa-se um simples método *plug-in*, e diretamente da expressão (3.2) tem-se:

$$\hat{C}(\mathbf{u}) = \hat{F}(\hat{\xi}), \quad (3.4)$$

em que $\hat{\xi} = (\hat{\xi}_1, \dots, \hat{\xi}_n)'$ e $\hat{\xi}_j = \inf_{y \in \mathbb{R}} \{y : \hat{F}_j(y) \geq u_j\}$. Nessas condições, $\hat{\xi}_j$ corresponde a uma estimativa do *kernel* do quantil de Y_{jt} com nível de probabilidade u_j , que pode ser obtido por meio de soluções numéricas, via o algoritmo de *Gauss-Newton*, por exemplo⁵.

3.2.2 Teste para igualdade entre duas cópulas

O teste de igualdade entre duas cópulas objetiva verificar se duas estruturas de dependência são iguais. Desenvolvido por Remillard e Scaillet (2009), o teste é baseado no teorema multiplicador limite central e no princípio de *Cramér-von Mises*, e pode ser escrito da seguinte forma:

Dadas amostras independentes, vetores em \mathbb{R}^d , X_1, \dots, X_{n_1} com função de distribuição F e marginais F_1, \dots, F_d e Y_1, \dots, Y_{n_2} com função de distribuição G e marginais G_1, \dots, G_d , as cópulas C e D associadas às amostras são unicamente determinadas, para quaisquer $x = (x_1, \dots, x_d)$, por $F(x) = C(F_1(x_1), \dots, F_d(x_d))$ e $G(x) = D(G_1(x_1), \dots, G_d(x_d))$. As hipóteses postuladas são $H_0 : C = D$ e $H_1 : C \neq D$, e as estatísticas da construção do teste são baseadas nos quadrados das diferenças entre as cópulas empíricas C_{n_1} e D_{n_2} definidas, para quaisquer $u = (u_1, \dots, u_d) \in [0, 1]^d$, por:

$$C_{n_1}(u) = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} \mathbb{I}(U_{i,n_1} \leq u) = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} \prod_{l=1}^d \mathbb{I}(U_{il,n_1} \leq u_l) \quad (3.5)$$

e

$$D_{n_2}(u) = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} \mathbb{I}(V_{i,n_2} \leq u) = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} \prod_{l=1}^d \mathbb{I}(V_{il,n_2} \leq u_l), \quad (3.6)$$

em que $U_{i,n_1} = (U_{i1,n_1}, \dots, U_{id,n_1})$, $V_{i,n_2} = (V_{i1,n_2}, \dots, V_{id,n_2})$, e para qualquer $l \in \{1, \dots, d\}$,

⁵ Para um exemplo desse procedimento via algoritmo, consultar Gourigéroux et al. (2000).

$$U_{il,n_1} = \frac{n_1}{n_1+1} F_{l,n_1}(X_{il}) = \text{rank}(X_{il}) / (n_1 + 1), \quad 1 \leq i \leq n_1,$$

$$V_{il,n_2} = \frac{n_2}{n_2+1} G_{l,n_2}(Y_{il}) = \text{rank}(Y_{il}) / (n_2 + 1), \quad 1 \leq i \leq n_2,$$

com

$$F_{l,n_1}(x_l) = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} \mathbb{I}(X_{il} \leq x_l) \text{ e } G_{l,n_2}(x_l) = \frac{1}{n_2} \sum_{i=1}^{n_2} \mathbb{I}(Y_{il} \leq x_l),$$

como as funções de distribuição empíricas de $(X_{il})_{i=1}^{n_1}$ e $(Y_{il})_{i=1}^{n_2}$ definidas, respectivamente, para qualquer $x_l \in \mathbb{R}$. Nesse contexto, as estatísticas de teste para a igualdade entre duas cópulas dependem dos funcionais do seguinte processo empírico⁶:

$$\mathbb{E}_{n_1,n_2} = (C_{n_1} - D_{n_2}) / \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \quad (3.7)$$

em que C_{n_1} e D_{n_1} são definidos em (3.5) e (3.6) e n_1 e n_2 são os comprimentos das amostras.

A formulação do teste é apresentada para amostras independentes; porém, Remillard e Scaillet (2009) também o desenvolveu para amostras dependentes.

3.2.3 A hipótese de neutralidade entre os mercados

A verificação empírica da hipótese de neutralidade entre os mercados do petróleo e o de alimentos é encontrada na literatura, em geral, de duas formas. Uma, por meio da análise da causalidade entre as variáveis, e modelos de séries de tempo. A outra, pelo resultado do cálculo de medidas de dependência entre os preços das commodities de alimentos e de energia, estimadas por cópulas. Com relação à primeira, as verificações mais comuns envolvem as estimações de modelos como os vetores autorregressivos e os vetores de correção de erros. Nazlioglu e Soytaş (2011) se referem à identificação dessa hipótese como a não alteração dos preços das commodities agrícolas em resposta às mudanças nos preços do petróleo. Por outro lado, Zhang et al. (2010) atribuem a neutralidade a não existência de cointegração entre as variáveis, avaliando a dinâmica de longo prazo. A outra forma, recente, da identificação empírica da hipótese de neutralidade envolve o cálculo de medidas de dependência entre os preços das commodities de alimentos e de energia calculadas a partir de cópulas. De acordo com Reboredo (2012b), essa hipótese implica na existência de uma estrutura de dependência em que os preços do petróleo e dos alimentos se movam de forma independente.

Propomos, no presente estudo, avaliar a hipótese de neutralidade por meio dos resultados das quantidades baseadas na dependência de quadrante positivo (DQP) e na dependência de

⁶ Informações sobre o comportamento assintótico de \mathbb{E}_{n_1,n_2} , o método de simulação para a computação dos p-valores, assim como as provas dos resultados teóricos e as expressões para o cálculo das estatísticas de teste *Cramér-von Mises*, podem ser encontrados em Remillard e Scaillet (2009).

causa esquerda decrescente (DCE), calculadas a partir de cópulas não paramétricas. Tal análise apresenta lógica similar à adotada por Reboredo (2012b) para a verificação de neutralidade, visto que essas medidas de dependência dizem respeito à propensão dos mercados de alimentos e de energia se movimentarem em conjunto quando seus valores são pequenos (grandes). Assim, nessa condição de movimentos conjuntos, podemos indicar que os mercados não são neutros. Além disso, verificamos também se as medidas mudam significativamente entre os diferentes períodos e se a estrutura de dependência se mantém a mesma, visto que no horizonte temporal da análise existem períodos de relativa estabilidade e de diferentes crises (de alimentos e financeira).

3.3 Dados e estratégia empírica

Com a intenção de melhor representar as relações entre os preços do petróleo e das commodities agrícolas, utilizamos dados das principais culturas alimentares e insumo para a produção de biocombustíveis, de acordo com Nazlioglu (2011): o milho, a soja e o trigo; e a cotação do petróleo utilizada foi a do *West Texas Intermediate* (WTI). As informações foram coletadas na base de dados *bloomberg*, e os dados são referentes aos preços futuros das cotações semanais das commodities, todos expressos em moeda americana. Nas estimações, utilizamos os log-retornos (r_t) das variáveis mencionadas, computados por $r_t = \ln(P_t/P_{t-1})$, em que P_t e P_{t-1} representam o preço futuro hoje e o preço futuro da semana anterior, respectivamente.

O horizonte temporal escolhido para a análise envolve desde a primeira semana do ano de 2001 até a última semana do ano de 2011. A escolha por esse intervalo se justifica por ele englobar dois períodos distintos, um de estabilidade e o outro de crises. A datação dos períodos de estabilidade, de 01/2001 até 04/2006, e crises, 05/2006 até 12/2011, foi feita com base nas informações sobre as crises de alimentos e financeiras constantes nos trabalhos de Mitchell (2008), Taylor (2009), FAO-OCDE (2011), Reboredo (2012b), Nazlioglu et al. (2013) e Wang et al. (2014). O período de estabilidade não contém informações de anos anteriores aos de 2001 para evitar interferências de outras crises financeiras, como por exemplo, a da Nasdaq em 2000.

Neste artigo, a proposta de avaliação da hipótese de neutralidade e o estudo sobre a estrutura de dependência entre as commodities agrícolas e o petróleo envolvem basicamente duas investigações empíricas independentes. A primeira verifica se as medidas de dependência dos pares das variáveis apresentam resultados diferentes de zero nos períodos avaliados. A segunda testa se houve mudança na estrutura de dependência entre os ativos nos períodos avaliados.

Para testar se as quantidades de dependência são diferentes de zero é necessária a construção de intervalos de valores dessas medidas por meio de simulação. Esse processo foi realizado a partir dos seguintes passos:

- A. Estimar modelos ARMA-GARCH⁷ univariados em cada período de tempo para obter informações para as marginais. A partir desses resultados, estimar as cópulas não para-

⁷Para mais detalhes sobre esses modelos, consultar Engle (1982) e Bollerslev (1986).

métricas, pelo método de Fermanian et al. (2002), para cada par de log-retornos e calcular as medidas de dependência.

- B. Amostrar n/l subamostras com reposição dos dados originais dos log-retornos das variáveis, para cada período, e gerar uma série temporal de tamanho n a partir de um procedimento de *block bootstrap* (de acordo com o proposto em Politis e Romano, 1994), em que l é o tamanho do bloco; e repetir o passo A com esses novos dados.
- C. Repetir o passo B R vezes; em que R é o número de replicações.
- D. Construir intervalos de confiança para as quantidades de dependência obtidas no processo de simulação do passo C e montar testes para as diferenças entre as quantidades de dependência dos dois períodos.

Para a segunda parte da investigação, propõe-se a aplicação direta do teste de igualdade entre cópulas empíricas de Remillard e Scaillet (2009), a fim de verificar se houve mudança na estrutura de dependência entre os ativos nos períodos avaliados. Nessa etapa, quatro informações semanais de abril de 2006 e 22 do fim do ano de 2011 foram excluídas para que fosse possível realizar o teste para amostras dependentes, de maneira que os períodos de estabilidade e de crises possuíssem o mesmo comprimento, 274 semanas.

3.3.1 Modelos para as distribuições marginais

Para o tratamento de dados de séries de tempo financeiras, que possuem características como heterocedasticidade e as caudas pesadas nas distribuições, é frequente na literatura de cópulas a obtenção de valores para as marginais por meio de modelos univariados ARMA-GARCH. Esses modelos univariados para os log-retornos das commodities alimentares e do petróleo podem ser especificados da seguinte forma:

$$r_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^m \psi_i r_{t-i} + a_t - \sum_{j=1}^n \Theta_j a_{t-j}, \quad (3.8)$$

em que m e n são inteiros não negativos, e ψ e Θ são o autorregressivo (AR) e média móvel (MA) parâmetros, respectivamente, para a equação da média. Já os termos a_t da equação 3.8 e a equação da variância podem ser descritos como:

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad (3.9)$$

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{k=1}^p \alpha_k a_{t-k}^2 + \sum_{l=1}^q \beta_l \sigma_{t-l}^2, \quad (3.10)$$

em que $\varepsilon_t \sim i.i.d.D(0, 1)$, $t=1, \dots, T$, com $D(\cdot)$ representando uma função densidade de probabilidade (*f.d.p*) qualquer a ser escolhida; σ_t é a variância condicional; w é uma constante; σ_{t-l}^2

é variância do erro de previsão do período anterior (componente GARCH); a_{t-k} é informação sobre a volatilidade de períodos anteriores (componente ARCH)⁸.

3.3.2 Medidas de dependência

Uma vez que as estimativas de cópulas e seus derivados estejam disponíveis, conceitos como dependência de quadrante positivo (DQP) e dependência de cauda esquerda (DCE) podem ser empiricamente analisados. Essas medidas podem ser utilizadas como base para verificar o comportamento conjunto das variáveis e avaliar a hipótese de neutralidade entre os mercados de alimentos e energia. A DQP se refere à probabilidade de duas variáveis, Y_1 e Y_2 , ser pelo menos igual (ou maior) em uma situação em que são simultaneamente pequenas (ou grandes) do que se fossem independentes (Nelsen, 2006). Em contrapartida, a DCE é uma condição mais forte, que além do necessário para DQP, exige que a probabilidade condicional seja uma função não crescente de y_2 , por exemplo.

Em termos formais, Lehmann (1966) define que duas variáveis aleatórias, Y_1 e Y_2 , são quadrante positivo dependentes se para todo (y_1, y_2) em \mathbb{R}^2 , $P[Y_1 \leq y_1, Y_2 \leq y_2] \geq P[Y_1 \leq y_1]P[Y_2 \leq y_2]$, que tem sua equivalência em termos de cópula dada por $C(u_1, u_2) \geq u_1 u_2$ para todo (u_1, u_2) em $[0, 1]^2$. Além disso, o autor define que uma variável aleatória Y_{1t} é dita cauda esquerda decrescente de Y_{2t} se $P[Y_{1t} \leq y_1 | Y_{2t} \leq y_2]$ é uma função não crescente de y_2 para todo y_1 . A equivalência dessa condição em termos de cópula é tal que para todo u_1 em $[0, 1]$, $C(u_1, u_2)/u_2$ é não crescente em u_2 , ou $\partial C(u_1, u_2)/\partial u_2 \leq C(u_1, u_2)/u_2$ para quase todos u_2 .

Buscamos uma forma alternativa de quantificar essas medidas de dependência obtidas a partir das cópulas não paramétricas e obtemos resultados que vão além da simples análise gráfica. Em Fermanian et al. (2002), assim como em nossa pesquisa, os gráficos das medidas de interesse são representados pelas seguintes diferenças $C(u_1, u_2) - u_1 u_2$ e $C(u_1, u_2)/u_2 - \partial C(u_1, u_2)/\partial u_2$ em todo o suporte $u_1, u_2 \in (0, 1)$. O que propomos é calcular o valor do volume desse gráfico, uma aproximação da quantidade de dependência de todo o suporte para as medidas de interesse. Assim, esperamos que essa quantidade possa ser utilizada para indicar a existência de movimentos conjuntos entre os pares de variáveis. Para tanto, utilizamos o cálculo direto de integração numérica para essas diferenças, em um suporte composto de uma sequência de 0.01 até 0.99, de comprimento 0.01, para os valores de u_1 e u_2 .

Na tentativa de mitigar falhas que podem ocorrer nos cálculos das aproximações e na busca por maior robustez aos resultados aplicamos um segundo cálculo relacionado às medidas de DQP e DCE. Nele, calculamos as razões entre as probabilidades, $C(u_1, u_2)/u_1 u_2$ e $\partial C(u_1, u_2)/\partial u_2 / C(u_1, u_2)/u_2$, e tomamos a média desses valores para todo o suporte mencionado anteriormente, a partir da soma dos valores dessas diferenças dividida pelo número de pares de coordenadas. A ideia desse procedimento é verificar se, em média, para todo o suporte

⁸Para informações sobre as condições necessárias e suficientes para a estimação dos processos ARMA-GARCH, consultar Nelson e Cao (1992) e Fan e Yao (2003).

investigado, essas quantidades de dependência são positivas. Ou seja, se a probabilidade de serem dependentes é superior a uma situação de independência.

As quantidades de dependência obtidas a partir das cópulas não paramétricas não possuem, a priori, testes estatísticos específicos, o que limita nossa análise. Com isso, apenas o cálculo dos valores das DQP e DCE não parece ser informação suficiente para testar a neutralidade da relação entre as commodities alimentares e do petróleo. Para solucionar esse problema propomos a construção de intervalos para esses valores, além de testes para as diferenças dessas quantidades entre os diferentes períodos de tempo.

A construção dos intervalos dos valores das medidas de dependência foi concebida por meio de um procedimento de simulação, específico para séries de tempo, o *stationary bootstrap*⁹. Como a precisão dos resultados do *block bootstrap* é sensível à escolha de comprimento de bloco, optamos por seguir os procedimentos de Politis e White (2004) e Patton et al. (2009)¹⁰ para a escolha ótima do tamanho do bloco e utilizamos um valor de 1000 réplicas. A partir dos resultados das simulações foram calculados os valores dos percentis 0.025 e 0.975 e 0.050 e 0.950, aplicando um fator de correção que desconta o valor estimado da medida, para a construção dos intervalos de 90% e 95% das informações. Essa mesma lógica foi utilizada para a construção de intervalos para as diferenças das medidas de dependência entre os períodos de estabilidade e de crises.

A constatação da hipótese de neutralidade entre os mercados pode ser obtida pela análise dos intervalos das medidas de dependência dos pares das variáveis em cada período de tempo. Ou seja, caso o intervalo construído contenha o valor zero (no caso dos volumes) ou inferiores a uma unidade (no caso das medidas de razões agregadas) indica que a quantidade de dependência existente entre o par investigado não é diferente, em volume/média, ao que seria em uma situação de independência entre as variáveis, contrariando a hipótese de neutralidade.

3.4 Resultados

Os resultados são apresentados para os períodos de estabilidade e de crises. Essa divisão é importante, pois demonstra as diferentes características das séries em diferentes intervalos de tempo.

3.4.1 Estatísticas descritivas e resultados das marginais

Os valores médios e os desvios padrão dos log-retornos das commodities de alimentos apresentaram valores muito próximos quando analisados do ano de 2001 até 2012, como pode ser observado na Tabela 3.1. Porém, quando consideradas as subamostras os valores médios dos alimentos se elevaram no período de crises, enquanto os log-retornos do petróleo reduziram.

⁹Para mais detalhes sobre o método, consultar Politis e Romano (1994).

¹⁰A rotina para o software R do cálculo do tamanho dos blocos foi elaborada por C. Parmeter e J. Racine. Disponível em <http://www.math.ucsd.edu/~politis/SOFT/PPW/ppw.R>.

Por outro lado, os desvios padrão foram maiores no período de crises para todas as variáveis, em especial para o petróleo, que obteve os maiores desvios nos dois períodos. A medida de assimetria apresentou sinais negativos para todas as variáveis investigadas no período de crises. Esses resultados sugerem uma maior probabilidade de grandes reduções para os log-retornos nesse período. Contudo, esse comportamento geral não se observa no período de estabilidade, no qual a assimetria apresenta sinais positivos para o milho e o trigo. Os elevados valores para a curtose sugerem que a distribuição de retornos tem caudas pesadas para quase todas as séries. Esses resultados, comuns em séries de tempo financeiras, são corroborados pela análise dos valores do teste *Jarque-Bera*, que rejeitam a hipótese de normalidade da distribuição para quase todas as variáveis, quando analisados os períodos separadamente.

Tabela 3.1 - Estatísticas descritivas dos log-retornos

	Petróleo	Trigo	Milho	Soja
Mínimo	-0.3121	-0.1699	-0.1790	-0.2989
Máximo	0.2412	0.1476	0.2028	0.1050
Média	0.0023	0.0018	0.0015	0.0015
Desvio Padrão	0.0555	0.0468	0.0444	0.0403
Assimetria	-0.9294	0.9612	-0.1302	-1.2914
Curtose	7.6461	3.7054	4.7515	9.2315
Jarque-Bera	598.92***	12.78***	74.99***	1088.3***
Período Completo				
Mínimo	-0.27365	-0.10578	-0.09881	-0.29893
Máximo	0.12824	0.13308	0.13035	0.08313
Média	0.00355	0.00077	0.00010	0.00058
Desvio Padrão	0.05207	0.03741	0.03459	0.03821
Assimetria	-0.97400	0.46142	0.47831	-1.95637
Curtose	3.13930	0.74405	1.00061	12.8652
Jarque-Bera	161,84***	16,86***	22,99***	2130,8***
Período de estabilidade				
Mínimo	-0,31218	-0,16986	-0,17901	-0,16707
Máximo	0,24122	0,14761	0,20284	0,10497
Média	0.00108	0,00214	0.00337	0,00241
Desvio Padrão	0,05862	0,05424	0,05120	0,04223
Assimetria	-0.87236	-0.04185	-0.34010	-0.82240
Curtose	5.27124	0.18630	1.20422	1.76364
Jarque-Bera	387.96***	0.62	24.50***	73.48***
Período de crises				

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: (***) representa valores significantes à 1%.

A Tabela 3.2 apresenta os valores dos coeficientes de correlação linear para as séries dos

log-retornos. Nos dois períodos avaliados o valor da correlação entre as commodities de alimentos é mais elevado entre si do que entre elas e o petróleo. É possível perceber que há um aumento do grau de associação entre todos os pares de variáveis no período de crises quando comparados seus resultados com o de estabilidade, passando de valores desprezíveis entre os pares de petróleo e alimentos no período de estabilidade para uma correlação fraca.

Tabela 3.2 - Matriz de correlação de *Pearson*

	Petróleo	Milho	Trigo	Soja
Petróleo	-	0.2380***	0.2133***	0.2399***
Milho		-	0.6361***	0.5617***
Trigo			-	0.3549***
Período Completo				
Petróleo	-	0.0870	0.1211**	0.0795
Milho		-	0.5723***	0.4276***
Trigo			-	0.1948
Período de Estabilidade				
Petróleo	-	0.3271***	0.2696***	0.3621***
Milho		-	0.6637***	0.6467***
Trigo			-	0.4533***
Período de crises				

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: (***) e (**) representam valores significantes à 1% e 5%, respectivamente.

Os modelos ARMA-GARCH univariados para as marginais das commodities foram estimados separadamente, em períodos de estabilidade e de crises. As ordens das defasagens das especificações para média e variância, assim como a distribuição *Skewed-Student*¹¹, foram escolhidas de acordo com os valores dos critérios de informação AIC e BIC¹² e dos resultados dos testes para os resíduos. Os resultados das estimações e dos testes para os períodos de estabilidade e de crises constam nas Tabelas 3.3 e 3.4, respectivamente. De modo geral, os resultados dos modelos para as marginais indicaram a não normalidade dos resíduos, com volatilidade persistente em pelos menos um dos períodos e assimetria significativa nas distribuições. Esses resultados são semelhantes aos encontrados em Mohammadi e Su (2010), Reboredo (2012a) e Reboredo (2012b), para o petróleo. Em nosso estudo, a assimetria apresentou sinal negativo para o período de crises para a maioria das variáveis, o que significa que retornos grandes negativos são mais prováveis do que os positivos de mesma magnitude para petróleo, soja e milho nesse período.

¹¹Para informações sobre a densidade *Skewed-Student*, consultar Fernandez e Steel (1998) e Lambert e Laurent (2001).

¹²Critério de informação de Akaike e Critério de informação Schwarz, respectivamente, para mais informações, consultar Hamilton (1994).

Os testes realizados nos resíduos das estimações das marginais não indicam a presença de autocorrelação e efeito ARCH para os dois períodos. E ainda, não foram encontradas evidências significativas de que as marginais transformadas não sejam uniformes (0,1), como pode ser observado nos resultados dos testes *Kolmogorov-Smirnov* (KS), *Cramér-von Mises* (CVM) e de *Anderson-Darling* (AD), o que satisfaz as condições de ajuste dos modelos marginais necessárias para a etapa de estimação das cópulas.

Tabela 3.3 - Resultados dos modelos ARMA-GARCH - Período de Estabilidade

	Petróleo	Trigo	Milho	Soja
δ	- (0.87)	0.0010 (0.48)	- (0.87)	0.0016 (0.87)
ψ_1	-0.2994 (-1.47)	-	-	-
Θ_1	0.2278 (1.14)	-	-0.1315** (-2.12)	-
Θ_2	-0.1952*** (-3.73)	-	-	-
ω	0.0024*** (7.30)	0.0000 (0.69)	0.000* (1.83)	0.0001 (1.69)
α_1	0.1442 (1.43)	0.0356** (1.90)	0.2569*** (3.04)	0.1278** (2.15)
β_1	- (8.565)	0.9578*** (47.82)	0.7048*** (9.889)	0.7727*** (8.565)
$\log \lambda$	-0.4287*** (9.62)	0.3052*** (8.82)	0.2631*** (12.38)	-0.0422*** (10.47)
ν	10.00** (2.142)	10.00** (2.14)	5.414*** (1.944)	5.81*** (3.372)
$Q(20)$	12.97 [0.878]	12.97 [0.878]	12.91 [0.881]	18.18 [0.575]
$Q^2(20)$	11.00 [0.946]	15.3 [0.758]	13.86 [0.837]	4.450 [0.999]
LM	8.84 [0.716]	12.80 [0.383]	4.79 [0.964]	3.31 [0.993]
KS	[0.754]	[0.716]	[0.961]	[0.978]
CVM	[0.843]	[0.574]	[0.963]	[0.968]
AD	[0.880]	[0.725]	[0.958]	[0.923]

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: (***), (**), (*) representam valores significantes à 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os valores entre parênteses () representam os resultados das estatísticas e os entre Colchetes [] os p-valores.

KS, CVM e AD representam os testes de *Kolmogorov-Smirnov*, *Cramer-von Mises* e *Anderson-Darling*, respectivamente.

Q e Q^2 representam os testes de Ljung-Box para resíduos padronizados e para os quadrados dos resíduos padronizados, respectivamente.

LM é o teste do multiplicador de lagrange de ARCH (autoregressive conditional heteroscedasticity).

Tabela 3.4 - Resultados dos modelos ARMA-GARCH - Período de Crises

	Petróleo	Trigo	Milho	Soja
δ	0.0042 (1.04)	0.0018 (0.57)	0.0033 (1.14)	0.0037* (1.77)
ψ_1	0.3177** (2.46)	-	-	-
ψ_2	-0.8917*** (-15.89)	-	-	-
Θ_1	-0.3947*** (-2.99)	-	-	-
Θ_2	0.8828*** (9.70)	-	-	-
ω	0.0001* (1.69)	0.0027*** (7.90)	0.0012* (1.94)	0.0001 (1.94)
α_1	0.0757*** (2.84)	0.0828 (0.96)	0.1351* (1.82)	0.1621*** (2.84)
β_1	0.8789*** (20.3)	-	0.399 (1.547)	0.7724*** (10.38)
$\log \lambda$	-0.1728** (9.61)	0.0103 (10.92)	-0.1029*** (13.06)	-0.1401*** (10.21)
ν	8.952** (4.17)	10,00*** (2.50)	6.677** (2,581)	10,00*** (2.32)
$Q(20)$	23.04 [0.287]	17.24 [0.637]	25.14 [0.206]	19.22 [0.574]
$Q^2(20)$	26.04 [0.164]	26.38 [0.153]	13.98 [0.831]	25.76 [0.173]
LM	15.66 [0.207]	12.76 [0.387]	10.54 [0.568]	7.85 [0.797]
KS	[0.738]	[0.557]	[0.695]	[0.986]
CVM	[0.927]	[0.849]	[0.909]	[0.938]
AD	[0.965]	[0.943]	[0.909]	[0.955]

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: (***), (**), (*) representam valores significantes à 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os valores entre parênteses () representam os resultados das estatísticas e os entre Colchetes [] os p-valores.

KS, CVM e AD representam os testes de Kolmogorov-Smirnov, Cramer-von Mises e Anderson-Darling, respectivamente.

Q e Q^2 representam os testes de Ljung-Box para resíduos padronizados e para os quadrados dos resíduos padronizados, respectivamente.

LM é o teste do multiplicador de lagrange de ARCH (autoregressive conditional heteroscedasticity).

3.4.2 Medidas de dependência

As medidas de dependência foram calculadas com base nos resultados das cópulas bivariadas estimadas pelo método não paramétrico de Fermanian et al. (2002), para os pares compostos pelo petróleo e pelas commodities de alimentos (trigo, milho e soja), nos dois períodos de tempo

. Obtemos, a partir dessas medidas, resultados gráficos, intervalos de valores para cada período de tempo e intervalos da diferença dos valores entre os dois períodos¹³.

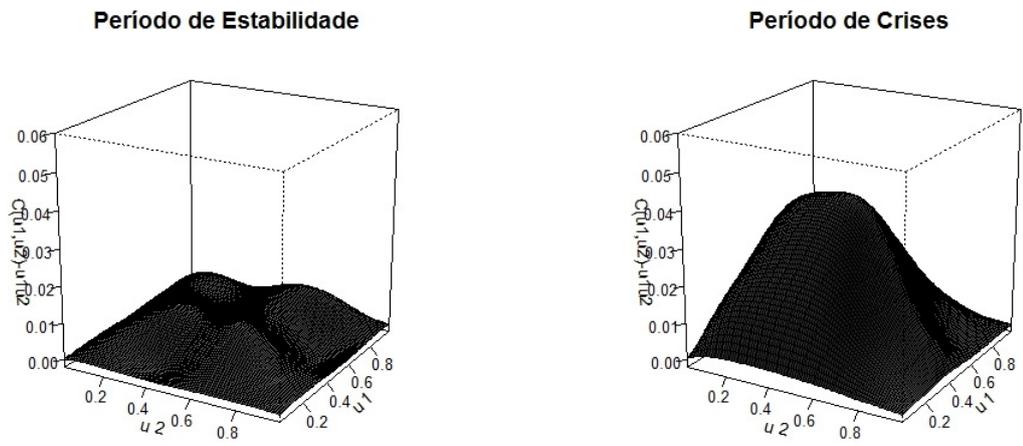
A Figura 3.1 ilustra as diferenças $C(u_1, u_2) - u_1u_2$, relativas às quantidades de DQP, e sugerem que, de maneira geral, elas são sensivelmente maiores do que zero no período de crises, enquanto no período de estabilidade essa diferença não é tão evidente. Ao compararmos os resultados dos dois períodos, as imagens que representam o intervalo de crises aparentam serem maiores. Para avaliarmos mais precisamente as quantidades de dependência entre as commodities e verificarmos se houve alguma mudança significativa dessas medidas, utilizamos os intervalos de confiança dos volumes e dos valores médios das razões entre as probabilidades de dependência e independência. Os resultados dos intervalos baseados nas quantidades de DQP são diferentes de zero nos dois períodos investigados, ao considerarmos intervalos de 90%, com exceção do par petróleo e trigo no período de estabilidade, conforme Tabela 3.5. Dito de outro modo, isso indica que valores grandes (pequenos) das commodities e do petróleo são mais prováveis ocorrerem juntos do que se fossem independentes, o que implica que a teoria de neutralidade entre os mercados de petróleo e de alimentos pode ser válida apenas para o trigo no período de estabilidade. A mudança ocorrida nos resultados do par trigo e petróleo, de não neutralidade nas crises, pode ser resultado da soma de diferentes fatores que deixaram essa commodity alimentar mais sensível a variações do mercado de energia, tais como: as restrições comerciais impostas por diversos países entre os anos de 2006 e 2008, as secas em diversas regiões que prejudicaram as safras, principalmente na Áustria em 2006-2007¹⁴, que trouxe maior volatilidade ao mercado e pressionou a substituição dessa commodity por outros alimentos.

As diferenças entre as quantidades baseadas no cálculo da DQP evidenciam valores significativos a partir da crise para todos os pares estimados, exceto para o volume do par petróleo e milho. Os valores das diferenças indicam uma quantidade de dependência no período de crises superior à do período de estabilidade, conforme os dados constantes na Tabela 3.6. Isso reforça as evidências de que as crises podem ter aumentado a dependência entre os mercados, e é mais um indicio a favor da não neutralidade.

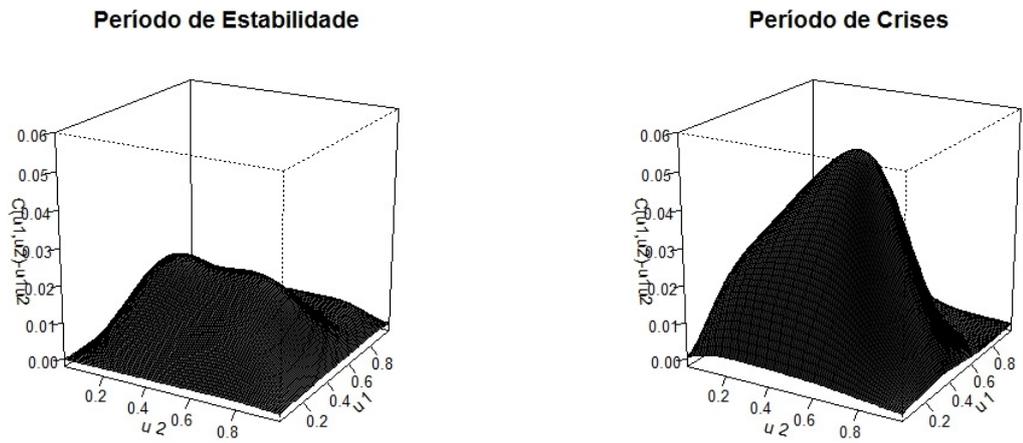
¹³O *Kernel* utilizado para a estimação das cópulas foi o gaussiano e os valores ótimos das *bandwidths* foram obtidos por meio da função `bw.nrd` do software R, com base em informações constantes em Scott (1992). O tamanho ótimo dos blocos foi três.

¹⁴Para mais informações sobre esses eventos, consultar Headey (2011).

Figura 3.1 - Dependência de Quadrante Positivo
Petróleo X Trigo



Petróleo X Milho



Petróleo X Soja

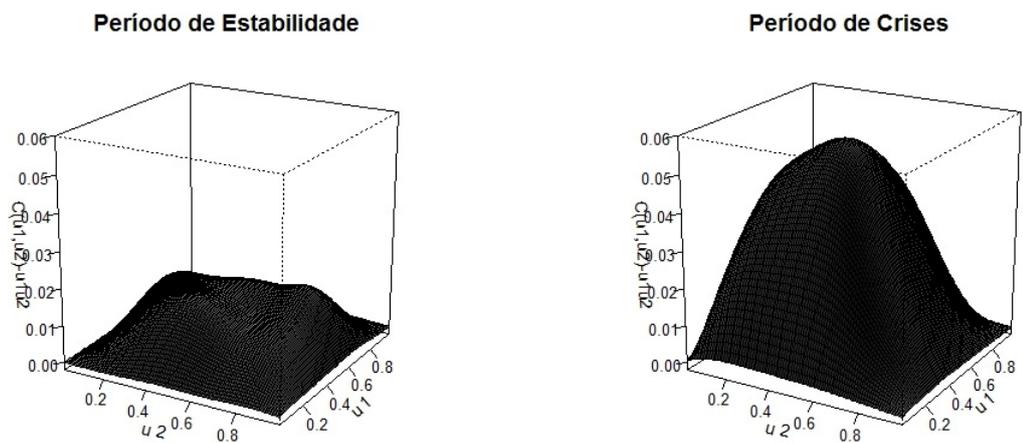


Tabela 3.5 - Medidas de DQP

Cópula	Valores das DQP		Intervalos	Estabilidade		Crises	
	Estabilidade	Crises		Inferior	Superior	Inferior	Superior
Petróleo x Trigo	0.00477	0.01617	95%	-0.00319	0.01299	0.00739	0.23808
			90%	-0.00164	0.01142	0.00931	0.02270
Petróleo x Milho	0.00863	0.01760	95%	0.00013	0.01716	0.00801	0.02619
			90%	0.00138	0.01584	0.00942	0.02491
Petróleo x Soja	0.00885	0.02424	95%	0.00071	0.01742	0.01633	0.03284
			90%	0.00196	0.01587	0.01738	0.03115
Valores dos volumes							
Petróleo x Trigo	1.05323	1.21274	95%	0.97190	1.13548	1.10902	1.31224
			90%	0.98384	1.12059	1.12727	1.29493
Petróleo x Milho	1.07777	1.23732	95%	0.99634	1.16087	1.12369	1.34368
			90%	1.01256	1.14686	1.14686	1.32448
Petróleo x Soja	1.07862	1.29381	95%	0.99880	1.16376	1.19944	1.38013
			90%	1.00904	1.14729	1.21615	1.36980
Valores médios das razões das probabilidades							

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Os valores dos intervalos foram obtidos por meio do processo de simulação *block bootstrap*, conforme explicado nos procedimentos metodológicos.

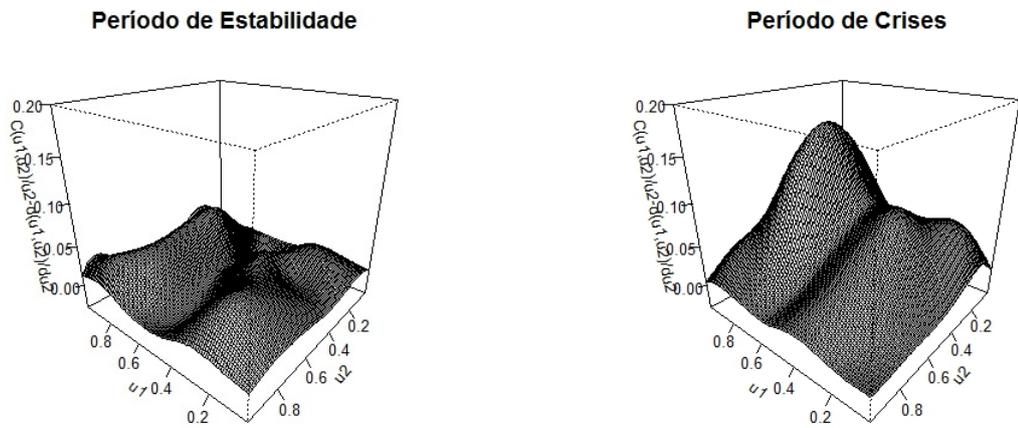
Tabela 3.6 - Diferenças das quantidades de DQP

Cópula	Diferenças	Intervalos de 95%		Intervalos de 90%	
		Superior	Inferior	Superior	Inferior
Petróleo x Trigo	0.011392	0.022868	-0.000003	0.020950	0.001752
Petróleo x Milho	0.008967	0.021081	-0.003076	0.019284	-0.001620
Petróleo x Soja	0.015383	0.026283	0.003528	0.247596	0.004837
Diferenças dos volumes					
Petróleo x Trigo	0.155950	0.286231	0.034578	0.268067	0.053476
Petróleo x Milho	0.159554	0.287774	0.016067	0.270372	0.040528
Petróleo x Soja	0.214457	0.322789	0.090216	0.306152	0.109935
Diferenças dos valores médios das razões das probabilidades					

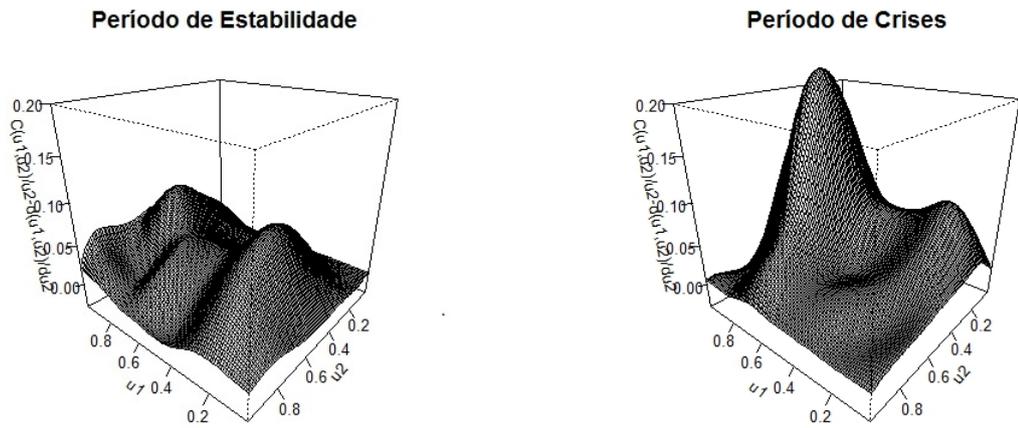
Fonte: Elaborado pelos autores.

A figura 3.2, das quantidades de DCE, expressas pelas diferenças de $C(u_1, u_2)/u_2 - dC(u_1, u_2)/du_2$, apresenta resultados semelhantes aos encontrados nas medidas de DQP, com quantidades diferentes de zero em ambos os períodos, e com uma diferença entre períodos mais pronunciada do que as DQP entre os períodos.

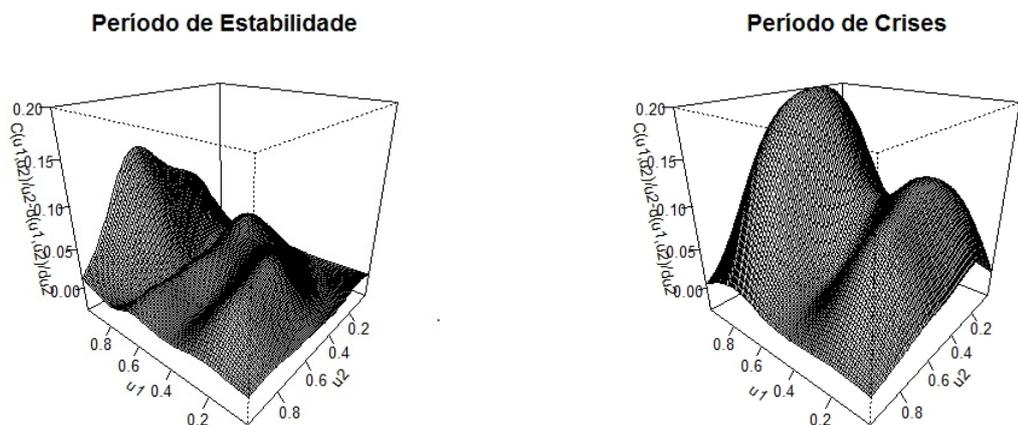
Figura 3.2 - Dependência de Cauda Esquerda Decrescente
Petróleo X Trigo



Petróleo X Milho



Petróleo X Soja



Assim como nos resultados para DQP, se considerarmos os valores dos intervalos de 90% construídos para as quantidades baseadas na DCE, a hipótese de neutralidade entre os mercados de energia e alimentos pode ser válida apenas para a relação entre trigo e petróleo no período de estabilidade, como pode ser observado na Tabela 3.7.

Tabela 3.7 - Medidas da DCE

Cópula	Valores das DCE		Intervalos	Estabilidade		Crises	
	Estabilidade	Crise		Inferior	Superior	Inferior	Superior
Petróleo x Trigo	0.01849	0.05554	95%	-0.00480	0.04147	0.02717	0.08095
			90%	-0.00100	0.037533	0.03310	0.07732
Petróleo x Milho	0.02970	0.05627	95%	0.00505	0.054728	0.02473	0.08484
			90%	0.01025	0.051104	0.02958	0.08070
Petróleo x Soja	0.02626	0.08427	95%	0.00050	0.05209	0.05928	0.10987
			90%	0.00564	0.04871	0.06413	0.10425
Valores dos volumes							
Petróleo x Trigo	1.06034	1.26749	95%	0.96746	1.16821	1.09303	1.49847
			90%	0.98284	1.14046	1.125053	1.43774
Petróleo x Milho	1.08681	1.33570	95%	0.99132	1.19862	1.11924	1.65529
			90%	1.00722	1.17973	1.148992	1.57607
Petróleo x Soja	1.09100	1.39624	95%	0.99547	1.20501	1.23059	1.59995
			90%	1.00884	1.18496	1.253852	1.55821
Valores médios das razões das probabilidades							

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: Os valores dos intervalos foram obtidos por meio do processo de simulação *block bootstrap*, conforme explicado nos procedimentos metodológicos.

Tabela 3.8 - Diferenças das quantidades de DCE

Cópula	Diferenças	Intervalos de 95%		Intervalos de 90%	
		Superior	Inferior	Superior	Inferior
Petróleo x Trigo	0.037057	0.071864	0.002065	0.066252	0.007926
Petróleo x Milho	0.030012	0.634070	-0.013344	0.058337	-0.000680
Petróleo x Soja	0.058010	0.090540	0.022344	0.085366	0.028375
Diferenças dos volumes					
Petróleo x Trigo	0.207143	0.449254	0.019546	0.394217	0.047499
Petróleo x Milho	0.248891	0.600385	0.001989	0.505097	0.033138
Petróleo x Soja	0.305235	0.507431	0.093305	0.469043	0.133656
Diferenças dos valores médios das razões das probabilidades					

Fonte: Elaborado pelos autores.

Os resultados para as diferenças entre as quantidades de DCE entre os períodos corroboram com a análise gráfica, indicando que houve mudança significativa para todos os pares de DCE estimados, exceto para a medida de volume entre o petróleo e o milho, para intervalos de 90%. As estimativas de DCE maiores no período de crises representam um aumento de probabilidade na presença de eventos extremos negativos para o petróleo, condicionais a eventos negativos das commodities alimentares, de acordo com os resultados da Tabela 3.8. Isso reforça os resultados encontrados nesse artigo da não neutralidade entre os mercados.

O aumento de dependência entre os mercados de energia e agrícola no período de crises, de modo geral, pode ter ocorrido em resposta ao aumento da demanda por biocombustíveis, em função de razões ambientais e da elevação dos preços do petróleo. Além do aumento de sensibilidade das commodities alimentares às oscilações do preço do petróleo no período de crises, os resultados indicaram que os mercados não são independentes e que a hipótese de neutralidade só parece ser válida para o trigo no período de estabilidade, em contraste ao encontrado por Reboredo (2012b). Esses resultados são importantes para direcionar políticas energéticas e de segurança alimentar, que devem considerar o comportamento conjunto dos preços do petróleo e dos alimentos e, em particular, no aumento dessa relação em períodos de crises. Assim, políticas devem ser elaboradas considerando esse movimento conjunto, com atenção especial aos eventos extremos. O mesmo vale para investidores, que devem levar em conta esses comportamentos em suas estratégias de diversificação de risco e *hedging*.

3.4.3 Teste de igualdade entre cópulas

Os resultados do teste de igualdade entre cópulas indicam cópulas estatisticamente diferentes se comparadas as estimações do período de estabilidade com as do período de crises para todos os pares investigados, rejeitando a hipótese nula de igual estrutura de dependência, a um nível de 10%¹⁵. Ou seja, existem evidências de estruturas de dependência diferentes na estabilidade e nas crises entre as commodities alimentares e o petróleo, como pode ser observado na Tabela 3.9.

Tabela 3.9 - Testes de igualdade entre cópulas - Estabilidade x Crises

Cópulas	Estatística CVM	p-valor
Petróleo X Trigo	0.05611228	0.058
Petróleo X Milho	0.0494058	0.091
Petróleo X Soja	0.07937434	0.013

Fonte: Elaborado pelos autores.

Esses resultados indicam que, além do aumento das quantidades de dependência entre o petróleo e as commodities alimentares obtidos pelas estimações das cópulas não paramétricas,

¹⁵Foi utilizada a library TwoCop do software R para a realização do teste.

via *kernel*, houve uma mudança significativa na estrutura de dependência entre esses ativos. Com isso, temos diferentes cópulas em cada período de tempo. Esse é um importante resultado, pois reforça a justificativa da utilização de métodos não paramétricos para a investigação do problema em questão.

A mudança na estrutura de dependência, aliada ao aumento de dependência no período de crises observado nos resultados dos intervalos das diferenças entre períodos, pode ter como uma das possíveis causas o aumento da demanda por combustíveis e sua baixa resposta de oferta e reposição no decorrer dos anos. O que fez com que, no início da década de 2000, vários países intensificassem suas políticas energéticas na produção de biocombustíveis à base de commodities agrícolas. Outras explicações possíveis são a bolha especulativa nos fundos de commodities e as restrições no comércio internacional adotadas por alguns países como estratégia de segurança alimentar¹⁶.

3.5 Considerações finais

O conhecimento sobre a estrutura e as quantidades de dependência existentes entre o petróleo e as commodities agrícolas é de fundamental importância para os agentes do mercado financeiro e formuladores de políticas econômicas. Com o desencadear das crises de alimentos e financeira, entre os anos de 2006 e 2008, houve um aumento do número de estudos dedicados a compreender a relação existente entre os mercados de energia e de alimentos, porém com resultados mistos. Diante disso, utilizamos neste estudo a metodologia de cópulas, por ser considerada consistente na modelagem das estruturas de dependência de ativos. Buscamos alternativas de estimações e testes para as estruturas de dependência que fossem flexíveis e eficientes, e optamos pela estimação de cópulas não paramétricas, via *kernel*, e pelo teste de comparação entre cópulas empíricas. Uma das vantagens nesses dois casos está em não necessitar impor uma forma funcional paramétrica para a estimação das cópulas, o que evita problemas de especificação e subestimação de medidas.

A avaliação dos gráficos das quantidades de dependência calculadas a partir das estimações das cópulas não paramétricas indicaram valores aparentemente diferentes de zero para a dependência entre o petróleo e as commodities alimentares, com resultados mais expressivos no período de crises. Para expandir a análise para além da inspeção gráfica e obtermos mais informação para a avaliação da hipótese de neutralidade entre os mercados, montamos uma estratégia empírica diferenciada. Nela, calculamos medidas de dependência baseadas nas DQP e DCE e construímos intervalos para esses valores, por meio de um procedimento de simulação *block bootstrap*. Com o melhor de nosso conhecimento, esse é o primeiro trabalho empírico que se dedica à montagem de testes para medidas de dependência obtidas a partir da estimação de cópulas não paramétricas, além de ser o primeiro a utilizar testes de comparação entre cópulas empíricas para o tema em questão.

¹⁶Mais informações sobre esses eventos estão disponíveis em Mueller (2011).

Os resultados obtidos para os intervalos de confiança de 90% indicaram a não neutralidade entre os mercados do petróleo e das commodities alimentares, com exceção da relação com o trigo no período de estabilidade. Eles são amparados por fatos econômicos que ocorreram na década de 2000, que sugerem a maior interligação entre os mercados agrícolas e de energia, assim como sua intensificação no período de crises (para mais detalhes, consultar AJANOVIC, 2011). O conhecimento de que existe uma maior probabilidade de, em média, valores grandes (pequenos) ocorrerem juntos entre os preços do petróleo e das commodities de alimentos do que em uma situação de independência é útil para estratégias de segurança e diversificação de investimentos. Da mesma forma, a compreensão do aumento da probabilidade na presença de eventos extremos negativos dos alimentos, condicionados a eventos negativos do petróleo, em especial em períodos de crises, permite a formulação de políticas de incentivo à produção de certos grãos, assim como indicativos para um melhor planejamento e maior armazenamento.

O estudo apresenta algumas limitações. Primeiro, devido ao caráter não paramétrico das estimações das cópulas, são utilizadas aproximações das quantidades de dependência por meio do cálculo de volumes e médias de razões de probabilidades das medidas de DQP e DCE. Da mesma forma, especificar quaisquer parâmetros variantes no tempo para captar, por exemplo, mudanças de regime, não é possível no processo de estimação não paramétrico das estruturas de dependência. Além disso, a datação dos períodos de estabilidade e de crises se restringiu aos resultados obtidos em outros estudos. Portanto, vale a pena explorar em pesquisas futuras modelos que capturem a mudança de comportamento das variáveis, para delimitar de maneira mais precisa as janelas de tempo que compreendem os períodos de estabilidade e de crises, e o aprimoramento do cálculo de medidas de dependência que possam ser estimadas a partir das cópulas não paramétricas.

3.6 Referências

- AJANOVIC, A. Biofuels versus food production: does biofuels production increase food prices? *Energy*, v. 36, n. 4, p. 2070-2076, Abr. 2011.
- BAES, J. Oil spills on other commodities. *Resources Policy*, v. 32, n.3, p.126-134, Set. 2007.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, v. 31, n. 3, p. 307-327, Abr. 1986.
- CABRERA, B. L.; SCHULZ, F. Volatility linkages between energy and agricultural commodity prices. *Energy Economics*, v. 54, p. 190-203, Fev. 2016.
- CHANG, T. H.; SU, H. M. The substitutive effect of biofuels on fossil fuels in the lower and higher crude oil price periods. *Energy*, v. 35, n. 7, p. 2807-2813, Jul. 2010.
- CHEN, S., KUO, H.; CHEN, C. Modeling the relationship between the oil price and global food prices. *Applied Energy*, v. 87, n. 8, p. 2517-2525, Ago. 2010.
- CHERUBINI, U.; LUCIANO, E.; VECCHIATO, W. *Copula methods in finance*. John Wiley &

Sons, 2004.

DU, X.; CINDY, L. Y.; HAYES, D. J. Speculation and volatility spillover in the crude oil and agricultural commodity markets: A Bayesian analysis. *Energy Economics*, v. 33, n. 3, p. 497-503, Maio. 2011.

ENGLE, R. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom ination. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, v. 50, n. 4, p. 987-1007, Jul. 1982.

FAN, J.; YAO, Q. *Nonlinear time series: Nonparametric and parametric methods*. Springer Verlag. New York, 2003.

FAO-OECD. *Price volatility in food and agricultural markets*. Policy responses. Report including contributions by FAO, IFAD, IMF, OECD, UNCTAD, WFP, the World Bank, the WTO, IFPRI and the UN HLTF, 2011.

FERMANIAN, J.; SCAILLET, O. *Nonparametric estimation of copulas for time series*. FAME, International Center for Financial Asset Management and Engineering, 2012.

FERNANDEZ, C.; STEEL, M. On bayesian modeling of fat tails and skewness. *Journal of the American Statistical Association*, v. 93, p. 359–371, Abr. 1998.

GIACOMINI, E.; HARDLE, W.; SPOKOINY, V. Inhomogeneous dependence modeling with time-varying copulae. *Journal of Business & Economic Statistics*. v. 27. n. 2, p. 224-234, Out. 2012.

GILBERT, C. L. How to understand high food prices. *Journal of Agricultural Economics*, v. 61, n. 2, p. 398-425, Abr. 2010.

GOURIÉROUX, C.; LAURENT, J. P.; SCAILLET, O. Sensitivity analysis of values at risk. *Journal of empirical finance*, v. 7, n. 3, p. 225-245, Nov. 2000.

GREGOIRE, V.; GENEST, C.; GENDRON, M. Using copulas to model price dependence in energy markets. *Energy risk*, v. 5, n. 5, p. 58-64, 2008.

HAMILTON, J. *Time Series Econometrics*. Princeton University Press, Princeton, 1994.

HARRI, A.; HUDSON, D. *Mean and variance dynamics between agricultural commodity prices and crude oil prices*. In: presentation at the economics of alternative energy sources and globalization: the road ahead meeting, Orlando, FL, p. 1-20, 2009.

HEADEY, D. Rethinking the global food crisis: The role of trade shocks. *Food Policy*, v. 36, n. 2, p. 136-146, Abr. 2011.

LAMBERT, P.; LAURENT, S. *Modelling financial time series using garch-type models with a skewed student distribution for the innovations*. Technical report, UCL, 2011.

LEHMANN, E. Some concepts of dependence. *The Annals of Mathematical Statistics*, v. 37, p. 1137-1153, 1966.

- LOMBARDI, M. J.; OSBAT, C.; SCHNATZ, B. Global commodity cycles and linkages: a FA-VAR approach. *Empirical Economics*, v. 43, n. 2, p. 651-670, Out. 2012.
- MITCHELL, D. *A note on rising food prices*. Policy Research Working Paper n. 4682. Washington, DC: The World Bank, 2008.
- MOHAMMADI, H.; SU, L. International evidence on crude oil price dynamics: Applications of ARIMA-GARCH models. *Energy Economics*, v. 32, n. 5, p. 1001-1008, Set. 2010.
- MUELLER, S. A.; ANDERSON, J. E.; WALLINGTON, T. J. Impact of biofuel production and other supply and demand factors on food price increases in 2008. *Biomass and Bioenergy*, v. 35, n.5, p. 1623-1632, Maio. 2011.
- NAZLIOGLU, S. World oil and agricultural commodity prices: Evidence from nonlinear causality. *Energy policy*, v. 39, n. 5, p. 2935-2943, Maio. 2011.
- NAZLIOGLU, S.; ERDEM, C.; SOYTAS, U. Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. *Energy Economics*, v. 36, p. 658-665, Mar. 2013.
- NAZLIOGLU, S.; SOYTAS, U. World oil prices and agricultural commodity prices: evidence from an emerging market. *Energy Economics*, v. 33, n. 3, p. 488-496, Nov. 2011.
- NELSEN, R. *An introduction to copulas*. Springer Verlag. New York, 2006.
- NELSON, D.; CAO, C. Inequality constraints in the univariate garch model. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 2, p. 229-235, 1992.
- PAUL, D.; MITRA, S. K. Diesel and soybean price relationship in the USA: evidence from a quantile autoregressive distributed lag model. *Empirical Economics*, v. 52, n. 4, p. 1609-1626, Jun. 2016.
- PATTON, A. Modelling asymmetric exchange rate dependence. *International Economic Review*, v. 47, n. 2, p. 527-556, Abr. 2006.
- PATTON, A.; POLITIS, D. N.; WHITE, H. Correction to Automatic block-length selection for the dependent bootstrap by D. Politis and H. White. *Econometric Reviews*, v. 28, n. 4, p. 372-375, Fev. 2009.
- POLITIS, D. N.; ROMANO, J. P. The stationary bootstrap. *Journal of the American Statistical Association*, v. 89, p. 1303-1313, Abr. 1994.
- POLITIS, D. N.; WHITE, H. Automatic block-length selection for the dependent bootstrap. *Econometric Reviews*, v. 23, n. 1, p. 53-70, Set. 2004.
- REMILLARD, B.; SCAILLET, O. Testing for equality between two copulas. *Journal of Multivariate Analysis*, v. 100, n. 3, p. 377-386, Mar. 2009.
- REBOREDO, J. C. How do crude oil prices co-move: A copula approach. *Energy Economics*, v. 33, n.5, p. 948-955, Set. 2011.
- REBOREDO, J. C. Modelling oil price and exchange rate co-movements. *Journal of Policy Modeling*, v. 34, n. 3, p. 419-440, Jun. 2012a.

REBOREDO, J. C. Do food and oil prices co-move? *Energy Policy*, v. 49, p. 456-467, Out. 2012b.

RESENDE, A. G.; CANDIDO, O. Dependence analysis of ethanol, sugar, oil, BRL/USD exchange rate and Bovespa: a vine copula approach. *Economia Aplicada*, v. 19, n. 3, p. 455-480, Jul. 2015.

RODRIGUEZ, J. Measuring financial contagion: A copula approach. *Journal of Empirical Finance*, v. 14, n. 3, p. 401-423, Jun. 2007.

ROSEGRANT, M. W.; ZHU, T.; MSANGI, S.; SULSER, T. Global scenarios for biofuels: impacts and implications. *Applied Economic Perspectives and Policy*, v. 30, n. 3, p. 495-505, Out. 2008.

SCOTT, D. W. *Multivariate Density Estimation: Theory, Practice, and Visualization*. Wiley, New York, 1992.

SKLAR, A. (1959). *Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges*. Université Paris, v. 8, n. 1, p. 229-231, 1959.

SERRA, T. (2011). Volatility spillovers between food and energy markets: a semiparametric approach. *Energy Economics*, 33 (6), 1155-1164.

SERRA, T.; GIL, J. M. (2012). Price volatility in food markets: can stock building mitigate price fluctuations? *European Review of Agricultural Economics*, jbs041.

SERRA, T.; ZILBERMAN, D.; GIL, J. M.; GOODWIN, B. K. Nonlinearities in the US corn-ethanol-oil price system. In: Annual Meeting, July 27-29, 2008, Orlando, Florida (No. 6512). American Agricultural Economics Association (New Name 2008: Agricultural and Applied Economics Association).

SILVA FILHO, O. C.; ZIEGELMANN, F.; DUEKER, M. Modeling dependence dynamics through copulas with regime switching. *Insurance: Mathematics and Economics*, v. 50, n. 3, p. 346-356, Maio. 2012.

TAYLOR, J. B. *The financial crisis and the policy responses: An empirical analysis of what went wrong* (No. w14631). National Bureau of Economic Research, 2009.

WANG, Y.; WU, C.; YANG, L. (2014). Oil price shocks and agricultural commodity prices. *Energy Economics*, v. 44, p. 22-35, Jul. 2014.

YANG, J.; QIU, H.; HUANG, J.; ROZELLE, S. Fighting global food price rises in the developing world: the response of China and its effect on domestic and world markets. *Agricultural Economics*, v. 39, n. 1, p. 453-464, Nov. 2008.

ZHANG, Z.; LOHR, L.; ESCALANTE, C.; WETZSTEIN, M. Food versus fuel: What do prices tell us? *Energy Policy*, v. 38, n. 1, p. 445-451, Jan. 2010.

ZILBERMAN, D.; HOCHMAN, G.; RAJAGOPAL, D.; SEXTON, S.; TIMILSINA, G. The impact of biofuels on commodity food prices: Assessment of findings. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 95, n. 2, p. 275-281, Jun. 2012.

4 UMA INVESTIGAÇÃO SOBRE A RELAÇÃO RETORNO-VOLATILIDADE DE FUNDOS DE PETRÓLEO: REGRESSÕES QUANTÍLICAS E ESTIMAÇÕES NÃO PARAMÉTRICAS

Resumo: Os movimentos do mercado do petróleo têm implicações importantes na gestão de portfólio e estratégias de *hedge* de investidores que negociam essa commodity em contratos *spot* ou futuro. Estudos envolvendo a relação do índice de volatilidade esperada, *Crude Oil Volatility Index* (OVX), e os retornos do *United States Oil Fund* (USO) são em pequeno número e não exploram alguns aspectos relativos à assimetria e à não linearidade dessa relação. Diante disso, propomos uma investigação, com métodos paramétricos e não paramétricos, da relação entre o retorno e a volatilidade do USO. Para tanto, utilizamos uma série diária dos dados de 2007 até 2016, estimamos por mínimos quadrados ordinários, regressões quantílicas e o método não paramétrico *B-splines*. De modo geral, os resultados apontaram para uma relação contemporânea negativa, assimétrica e não linear entre as variáveis. Identificamos efeitos de retornos negativos mais pronunciados do que os positivos na volatilidade. Além disso, verificamos que a relação não é a mesma nos diferentes quantis avaliados. As estimativas não paramétricas sugerem uma relação convexa, para retornos positivos, e côncava, para negativos. E ainda, um formato de “S” inclinado para os quantis 0.05, 0.90 e 0.95 de volatilidade, para toda a amostra.

Palavras-chave: Retorno-volatilidade do petróleo. Regressão quantílica. *B-splines*.

4.1 Introdução

A compreensão da relação existente entre o retorno e a volatilidade no mercado de ações é de fundamental importância para investidores, em especial, para a gestão de riscos e determinação de preços de ativos (DAIGLER et al., 2014). Essa relação vem sendo estudada há algum tempo (ver, por exemplo, BAILLIE; DEGENNARO, 1990; CAMPBELL; HENTSCHEL, 1992; GLOSTEN et al., 1993); contudo, esse processo se intensificou a partir da construção de índices representativos da volatilidade futura esperada para mercados e fundos. Um exemplo desse tipo é o índice de volatilidade da *Chicago Board Options Exchange* (CBOE) - VIX¹⁷, que é uma medida de volatilidade implícita do índice S&P 500, determinada a partir dos preços de compra e venda de suas opções.

O primeiro artigo a fazer uso do VIX para verificar a relação entre volatilidade e retorno foi Fleming et al. (1995), na época em que o índice ainda era calculado com base na fórmula de Black-Scholes (1973)¹⁸. Metodologia similar a do VIX é empregada para diferentes fundos, *Exchange Traded Fund* (ETF), como por exemplo, o *Crude Oil Volatility Index* (OVX), que mede as flutuações dos preços do petróleo utilizando opções do *United States Oil Fund* (USO), fundo

¹⁷Para mais informações sobre a metodologia VIX, consultar CBOE (2003).

¹⁸Whaley (1993) fornece detalhes da construção dessa versão do VIX.

que acompanha os preços do *West Texas Intermediate* (WTI). Por serem índices que permitem examinar a reação dos *players* em face da dinâmica de mercado e a sua expectativa sobre o futuro, são considerados como os mais adequados para descrever a relação retorno-volatilidade (HIBBERT et al., 2008). Pois, além disso, também evitam problemas de estimativas, que podem ocorrer na utilização de modelos de volatilidade realizada.

As explicações sobre a relação entre o retorno e a volatilidade utilizadas nos estudos contendo os índices de volatilidade do CBO tem base na hipótese de alavancagem, na hipótese de feedback e na teoria comportamental. A primeira menciona que retornos negativos fazem com que seja elevada a alavancagem das empresas, o que as torna mais arriscadas e o preço das ações mais volátil (BLACK, 1976; CHRISTIE, 1982); por outro lado, a hipótese de feedback sugere que uma variação na volatilidade causa uma mudança oposta no preço das ações, com explicações embasadas na alteração do prêmio de risco (ver FRENCH et al., 1987; CAMPBELL; HENTSCHEL, 1992); por fim, a teoria comportamental explica a relação retorno-volatilidade por meio de conceitos comportamentais de representatividade e afeto, conforme explicitado em Hibbert et al. (2008).

Mesmo diante das grandes oscilações que os preços do petróleo apresentaram nos últimos anos¹⁹ e de sua dependência com outras importantes commodities alimentares, poucos foram os estudos que se dedicaram a verificar a relação entre o seu retorno e a volatilidade implícita. Desde a construção do índice OVX surgiram apenas alguns trabalhos nesse sentido (ver, por exemplo, ABOURA; CHEVALLIER, 2013; PADUNGSKSAWASDI; DAIGLER, 2014; AG-BEYEGBE, 2015a). Com isso, aspectos ligados à assimetria e a não linearidade da relação entre o OVX e o USO ainda não foram explorados por estratégias de avaliação que utilizem metodologias flexíveis, como métodos não paramétricos, por exemplo.

Um dos primeiros trabalhos a investigar aspectos ligados à assimetria e a não linearidade para um índice de volatilidade implícita de mercado foi Low (2004). O autor afirmava que o VIX poderia ser considerado uma *proxy* de percepção do risco, associando os resultados de convexidade da relação entre as variáveis ao “medo”, e os de concavidade, à “exuberância” do mercado. A compreensão desses comportamentos é de interesse para estratégias de alocação de carteiras, gestão de risco, *hedging* e até mesmo para a elaboração de políticas energéticas.

Diante disso, nos dedicamos no presente artigo a investigar a relação entre a volatilidade esperada e os retornos do fundo do petróleo - USO. Em especial, a analisar a relação assimétrica e não linear dessas variáveis, seguindo a ideia de Low (2004). Para tanto, utilizamos de uma estratégia que utiliza estimações de métodos paramétricos e não paramétricos, o *B-splines*, proposto por Koenker et al. (1994). É a primeira vez que a modelagem quantílica não paramétrica é aplicada para o problema em questão. Ela tem como vantagem a não imposição de uma funcional, e é utilizada de forma a contribuir com a análise dos resultados de outros métodos e para a verificação do formato das relações entre variáveis.

¹⁹Como por exemplo, a elevação do preço de cerca de 62 dólares o barril em 2006 para seu máximo histórico de 145 dólares em 2008, chegando ao final desse ano a cerca de 30 dólares apenas (REBOREDO, 2012).

Os resultados obtidos neste estudo indicaram que, de modo geral, a relação não linear entre as variações do OVX e os retornos do USO é significativa e com inclinações diferentes, a depender do quantil avaliado. Ao associarmos tal relação a um formato, a melhor descrição seria como a de uma curva em “S” inclinada, com resultados que mudam a concavidade ao passar por retornos negativos ou positivos.

O trabalho está estruturado em mais quatro seções, além desta introdução. Na seção 4.2, apresentamos as teorias que embasam os estudos empíricos sobre a relação entre retorno-volatilidade, e suas aplicações, com ênfase nas que utilizam índices de volatilidade esperada. Na seção 4.3, descrevemos as equações que serão estimadas e os métodos utilizados. Na seção 4.4, discutimos os resultados para todos os métodos e modelos propostos. Por fim, na seção 4.5, resumizamos os resultados e tecemos nossas considerações finais.

4.2 A relação entre o retorno e a volatilidade

As principais teorias utilizadas para explicar a relação entre volatilidade e retorno são a hipótese de alavancagem, a hipótese de feedback e a teoria comportamental. A primeira tem como base os trabalhos de Black (1976) e Christie (1982) e, resumidamente, presume uma relação inversa entre retorno e volatilidade, com variações nos preços causando a volatilidade. De acordo com essa teoria, retornos negativos causam uma maior alavancagem da dívida para as empresas, em vista do menor valor das ações. Assim, essas empresas se tornam mais arriscadas e, com isso, seus preços tendem a se tornar mais voláteis. Em seu trabalho, Black (1976) apresenta evidências de que os retornos de ações são negativamente correlacionados com a volatilidade, reagindo de forma inversa às suas variações. Por outro lado, Christie (1982) menciona a relevância do grau de alavancagem financeira para explicar a variação dos preços de uma ação.

A hipótese de *feedback* (retroalimentação), que tem como principais referências os artigos de French et al. (1987) e Campbell e Hentschel (1992), diz respeito à influência da volatilidade (futura) nos preços das ações. De acordo com essa hipótese, choques positivos na volatilidade causam uma maior taxa futura de retorno exigida. Esse processo acaba por ocasionar retornos negativos, e, em caso de choques negativos da volatilidade, espera-se que o contrário ocorra. Outra característica ligada à hipótese de *feedback* é a assimetria. Mudanças negativas no retorno esperado tendem a ser intensificadas, ao passo que as mudanças positivas tendem a ser atenuadas, em função de mudanças no prêmio de risco.

Bollerslev, Litvinova e Tauchen (2006), ao falarem sobre as teorias de alavancagem e do *feedback*, apontam como sua principal diferença a direção da causalidade. A primeira indica que retornos negativos levam à maior volatilidade, enquanto na segunda a volatilidade é que gera retornos negativos. Hibbert et al. (2008) mencionam que essas teorias são pautadas em fatores fundamentais da firma, com explicações que se referem aos efeitos retardados, de mais longo prazo, entre as variáveis. Eles sugerem uma explicação diferente para a relação negativa entre o retorno e a volatilidade: a teoria comportamental. Com dados de frequência diária e intradiária

dos retornos do S&P500 e da Nasdaq100, e de suas volatilidades implícitas, VIX e VXN, os autores encontram resultados que dão suporte à relação volatilidade-retorno assimétrica como um fenômeno contemporâneo, e sugerem uma explicação diferente das teorias clássicas.

A teoria comportamental é desenvolvida a partir de conceitos de finanças comportamentais, como as heurísticas do afeto, a representatividade e a extrapolação de viés (DAIGLER et al., 2014), e tem como base a Teoria de Prospecto de Kahneman e Tversky (1979). Essa teoria permite a identificação de diferentes comportamentos dos agentes em face das perdas e dos ganhos. Low (2004), em seu trabalho, já sugeria que a causa do efeito assimétrico da relação retorno-volatilidade poderia ser comportamental. No mesmo sentido, outros estudos apresentam resultados comprobatórios dessa relação assimétrica entre retorno e volatilidade implícita (ver, por exemplo, AGBEYEGBE, 2015a; BADSHAH, 2013; FLEMING et al., 1995; GIOT, 2005, entre outros).

O artigo de Low (2004) tem outra importante contribuição. Ele foi o primeiro a investigar a relação não linear entre retorno e volatilidade, empregando um polinômio de segundo grau na equação que descreve essa relação contemporânea para os dados do retorno do S&P100 e do VXO. Nesse trabalho, o autor particiona sua amostra em duas, uma com retornos positivos e outra com retornos negativos, e reestima o modelo. Em seus resultados, ele relata maiores coeficientes de determinação para a partição de retornos negativos. Além disso, apresenta o perfil convexo para perdas extremas, que contribui para a análise em formato de “S” inclinado da relação entre as variáveis.

Padungsaksawasdi e Daigler (2014) investigam as relações entre retorno e volatilidade dos fundos ETF do euro, ouro e petróleo, com dados diários e intradiários. Seus resultados indicam dois pontos: primeiro, que o euro e o ouro não possuem relação retorno-volatilidade assimétrica. Segundo, a relação das variáveis apresenta um formato de parábola, com a concavidade para cima, diferente dos resultados para índices de ações de Low (2004). Por outro lado, Agbeyegbe (2015a) testa a relação não linear entre as variáveis por meio de cópulas quantílicas. Seus resultados identificam o “U” invertido através dos quantis para a relação entre o USO e o OVX. Diante disso, acreditamos que o formato da relação contemporânea parece ser diferente dependendo da variável analisada, se índice de mercado, ou específica, como para diferentes fundos de commodities e moeda.

As medidas de volatilidade utilizadas nas investigações da relação entre os retornos de mercado e a volatilidade podem interferir no resultado de interesse. A intensidade da relação assimétrica entre retorno e volatilidade, segundo Ederington e Guan (2010), depende da medida de volatilidade utilizada. De modo geral, se a medida de volatilidade utilizada é a implícita (como os índices do tipo VIX, por exemplo), a relação assimétrica se apresenta maior do que se utilizada a volatilidade realizada, para os retornos (PADUNGSAKSAWASDI; DAIGLER, 2014).

A primeira investigação empírica a avaliar a relação entre a volatilidade implícita (compreendida pelo antigo VIX, agora VXO) e o retorno do mercado (S&P 100) foi o artigo de Fleming

et al. (1995). Os autores avaliaram a relação contemporânea entre retorno e volatilidade e a utilidade do VIX para previsões no mercado de ações. Seus resultados indicam uma forte relação temporal entre o índice de volatilidade e os retornos de mercados, em especial uma elevada correlação contemporânea negativa entre as variáveis, além de uma assimetria significativa com movimentos de retornos negativos sendo acompanhados por variações na volatilidade.

Além dos trabalhos já mencionados, outras investigações empíricas recentes na literatura utilizam índices calculados aos moldes do VIX, para representar a volatilidade implícita e sua relação com retorno dos mercados/fundos, tais como: Agbeyegbe (2015b), Badashah (2013), Talukdar, Daigler e Parhizgari (2016), para índices de bolsas; Aboura (2013), Agbeyegbe (2015a), Padungasawadi e Daigler (2014) para a volatilidade implícita do Petróleo, VOX; e, para o Euro-VIX, Daigler et al. (2014).

Daigler et al. (2014) utilizam regressões quantílicas para investigar a relação entre o retorno do ETF associado dólar/euro e as variações na volatilidade implícita das opções, utilizando o índice de volatilidade implícita *Euro Currency Volatility Index* (EVZ). Seus resultados indicaram que, independentemente do sinal dos retornos, eles causam aumento significativo na volatilidade do euro. Além disso, encontraram um efeito negativo mais forte que o positivo para quantis superiores da volatilidade, enquanto para quantis inferiores os retornos negativos não apresentam efeitos significativos.

Outro estudo que utiliza regressões quantílicas em suas investigações empíricas é Badshah (2013). Segundo o autor, esse método pode fornecer melhores resultados para a relação retorno – volatilidade do que as tradicionais estimações MQO. Com dados diários do VIX, VSTOXX, VDAX²⁰ e do *Nasdaq Volatility Index* (VXN) os resultados desse estudo sugerem que a teoria comportamental é a mais adequada para explicar a relação entre o retorno e a volatilidade. No que diz respeito à assimetria, o estudo indica um aumento crescente da relação a partir da mediana, em direção aos quantis mais elevados. Isso sinaliza, de acordo com o autor, que regressões MQO para essa relação tendem a subestimar os resultados em quantis superiores.

Em estudo recente, Talukdar et al. (2016) investigam a relação entre o retorno e a volatilidade usando três índices da CBOE's, VIX, SKEW²¹ e *Volatility of VIX Index* (VVIX) e regressões quantílicas. Com dados de frequência diária e intradiária, os resultados desse estudo indicam que a teoria comportamental explica melhor a relação entre as variáveis do que as outras teorias.

Agbeyegbe (2015b), de forma similar a Agbeyegbe (2015a), também utiliza o método de cópulas quantílicas para avaliar a relação retorno – volatilidade entre os índices de mercado DJIA, S&P500, S&P100 e NASDAQ e seus respectivos índices de volatilidade, DJIA *Volatility Index* (VXD), VIX, S&P *Volatility Index* (VXO) e VXN. Com uma amostra de dados de 2001 até 2012 seus resultados sugerem que existe uma relação em formato de U invertido entre as

²⁰O VDAX é baseado em opções no índice de ações DAX 30, enquanto o VSTOXX é baseado em opções no índice de ações SX5E, composto pelas 50 maiores ações da zona do euro.

²¹Produzido pela CBOE, SKEW é um índice que para captura o risco percebido de um *crash* do mercado ou uma queda súbita nos preços das ações.

variáveis.

Aboura e Chevallier (2013) utilizam MQO e dados diários de 2007 a 2011 dos retornos do WTI e o do OVX em sua análise. Os resultados encontrados indicam uma relação de alavancagem e *feedback* inversos, diferentemente dos encontrados na literatura até então. Ou seja, a volatilidade do petróleo está positivamente relacionada com os movimentos anteriores dos preços do petróleo. Existem ainda outros estudos testando as teorias que explicam a relação entre a volatilidade e o retorno do petróleo, por meio de modelos do tipo (G)ARCH²², (por exemplo, KANG et al., 2009; MARZO; ZAGAGLIA, 2010; WANG et al., 2008). Contudo, esse não será o foco desse estudo, que se concentra em investigações baseadas na volatilidade implícita.

4.3 Modelos e hipóteses

A proposta para estimar a relação entre o retorno e a volatilidade esperada para o fundo de petróleo – USO e OVX – deste artigo envolve quatro diferentes formas funcionais e 3 diferentes métodos de estimação. O primeiro é a estimação das equações de interesse por meio dos mínimos quadrados ordinários. Contudo, os dados financeiros possuem algumas particularidades, como a não normalidade, a heterocedasticidade e caudas pesadas, motivos pelos quais empregamos também os modelos de regressão quantílica. Esses modelos possuem a vantagem de permitir a verificação de diferentes resultados para os diferentes quantis de uma mesma amostra, diminuindo os problemas de má especificação, presença de *outliers* e heterocedasticidade, que podem viesar os coeficientes da regressão. Além disso, eles fornecem resultados que são compatíveis, por exemplo, com a heterogeneidade do comportamento de diversos grupos de investidores nos mercados financeiros (TALUKDAR et al., 2016).

Conforme explicam Koenker e Hallock (2001), de maneira resumida, o método de regressão quantílica minimiza a soma dos resíduos absolutos²³ para um determinado quantil condicional (ξ). Nesse caso, o quantil τ de interesse pode ser encontrado por

$$\min_{\beta \in R} \sum \rho_{\tau}(y_i - \xi)$$

em que ρ é a função valor absoluto. Para obter uma estimativa da função mediana condicional, por exemplo, substituímos o escalar (ξ) na primeira equação pela função paramétrica $\xi(x_i, \beta)$ e definimos $\tau = 0.5$. Para obtermos estimativas de outros quantis condicionais, substituímos valores absolutos por $\rho_{\tau}(\cdot)$, para $\tau \in (0, 1)$, e resolvemos

$$\min_{\beta \in R} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - \xi(x_i, \beta)) \quad (4.1)$$

O resultante desse problema de minimização é obtido por meio da modificação do algoritmo de Barrodale e Roberts (1973), descrito em detalhes por Koenker e d'Orey (1987, 1994).

²²Para mais informações sobre esses tipos de modelos consultar Bollerslev (1986).

²³Esse método foi introduzido por Koenker e Bassett (1978).

No caso da especificação de uma forma funcional incorreta na relação estimada pelo método de regressão quantílica, as vantagens potenciais do uso desse método podem ser perdidas (LAURINI, 2007). Diante disso, e de forma complementar à análise dos métodos mencionados, sugerimos a modelagem quantílica não paramétrica, *constrained B-splines smoothing* (COBS). Esse método é originário do *spline* quantílico proposto por Koenker et al. (1994) e tem como vantagem a não imposição de uma funcional. De acordo com Laurini (2007), nesse método: “a estrutura de dados e a estimação das curvas serve como informação sobre o comportamento da regressão em cada estrato”. Sua utilização segue a lógica do que vem sendo realizado, inclusive em outras áreas, para a verificação do formato das relações entre variáveis, como por exemplo, em Figueiredo et al. (2011). De maneira geral, esse método busca minimizar a função

$$\min_{g \in \zeta} \sum_{i=1}^N \rho_{\tau}(y_i - g(x_i))^2 - \lambda \int |g''(x)| dx \quad (4.2)$$

em que ζ corresponde a um *Sobolev Space* para funções diferenciáveis até a segunda ordem, g é uma função não paramétrica, λ é um parâmetro de alisamento e g'' é a segunda derivada de g em relação a x . A solução de (4.2) é fornecida por um processo de otimização linear²⁴ e o λ foi escolhido a partir da otimização do critério de Akaike, conforme orientado por Koenker et al. (1994).

As quatro equações propostas para a avaliação entre o retorno e a volatilidade são originadas a partir das teorias desenvolvidas por Black (1976), Christie (1982), French et al. (1987), Campbell e Hentschel (1992) e Tversky (1979) e recentes estudos aplicados. A primeira é baseada no trabalho de Hibbert et al. (2008), com algumas adaptações. Ela verifica os impactos nas variações percentuais do OVX advindos de retornos do USO e das mudanças do passado da volatilidade implícita, e pode ser descrita da seguinte forma:

$$M1 \equiv \% \Delta OVX_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_t + \alpha_2 R_{t-1} + \alpha_3 R_{t-2} + \alpha_4 R_{t-3} + \alpha_5 \% \Delta OVX_{t-1} + \alpha_6 \% \Delta OVX_{t-2} + \alpha_7 \% \Delta OVX_{t-3} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

em que $\% \Delta OVX_t$ é a mudança percentual do OVX no tempo t ; R_t é a variação percentual do retorno diário contemporâneo do *USO*, R_{t-1} , R_{t-2} e R_{t-3} são um, dois e três dias de retornos defasados do *USO*, respectivamente. E $\% \Delta OVX_{t-1}$, $\% \Delta OVX_{t-2}$ e $\% \Delta OVX_{t-3}$ são um, dois e três dias defasados dos retornos do índice *OVX*.

Propomos também estimações com base nos artigos de Fleming et al. (1995), equação M2, e Low (2004), equações M3 e M4, frequentemente utilizadas na literatura para estimar as relações entre o retorno e a volatilidade. Na equação M2, investigamos se o retorno do *USO*, independente da direção (se positivo ou negativo), resulta em variações percentuais do *OVX*,

²⁴Para mais informações sobre a solução para (4.2), consultar He e Ng (1999).

empregando o valor absoluto do retorno contemporâneo no modelo. Os resultados significativos desses retornos trazem uma informação importante sobre a relação retorno-volatilidade, pois, a soma dos coeficientes dos retornos contemporâneos e os absolutos mede a assimetria dessa relação. Basicamente, os retornos positivos líquidos são medidos como a soma dos coeficientes de retorno contemporâneo e o absoluto, enquanto os retornos negativos líquidos são medidos como a diferença dos coeficientes. Além disso, essa equação centra-se na relação intertemporal entre retornos do mercado de ações e mudanças na volatilidade esperada. Por outro lado, as equações M3 e M4 descrevem os impactos dos retornos e dos quadrados dos retornos contemporâneos nas variações percentuais de volatilidade. Os modelos são os seguintes:

$$M2 \equiv \% \Delta OVX_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_t + \alpha_2 R_{t-1} + \alpha_3 R_{t-2} + \delta_1 R_{t+1} + \delta_2 R_{t+2} + \delta_3 |R_t| + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

$$M3 \equiv \% \Delta OVX_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

$$M4 \equiv \% \Delta OVX_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 R_t^2 + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

Em que as variáveis R_{t+1} , R_{t+2} e $|R_t|$ são um e dois dias a frente de retornos do *USO*, e o valor absoluto dos retornos, respectivamente. O termo R_t^2 é o quadrado do retorno contemporâneo do *USO*.

Os coeficientes das equações são examinados em termos das explicações teóricas da relação entre volatilidade implícita e retorno, como o realizado na literatura para o mercado de ações e de commodities por diversos autores. Assim como em Hibbert et al. (2008), determinar o ajuste e a importância do retorno contemporâneo nas variações de volatilidade e se as variáveis defasadas do OVX e retorno são relevantes, permite verificar a Hipótese I. De acordo com o autor, caso essa hipótese não seja rejeitada, a explicação comportamental para a relação entre o retorno e a volatilidade é mais adequada do que as hipóteses de alavancagem e de feedback, visto que elas estão intimamente relacionadas com as relações defasadas das variáveis.

Hipótese I: *O retorno contemporâneo é o fator mais importante para determinar as mudanças na volatilidade implícita.*

Sugerimos ainda uma modificação em M1, a inclusão dos quadrados dos retornos contemporâneos, que conjuntamente com a análise de M4, permitem analisar a existência de um componente não linear da relação retorno-volatilidade. Com isso, é possível verificar a Hipótese II.

Hipótese II: *A relação contemporânea entre a variação da volatilidade e o retorno possui um componente não linear significativo.*

Caso essa hipótese não se verifique, é sinal de que o comportamento contemporâneo dos retornos se modifica, em especial, se compararmos medidas em posições centrais com extremos. Evidências nesse sentido já foram encontradas por Low (2004), em sua forma simplificada, para

índices de mercado.

Uma questão que surge, caso a hipótese II se verifique, é: que forma não linear melhor descreve essa relação? Low (2004) sugere um “S” inclinado, analisando os comportamentos diferentes entre amostras para retornos positivos e negativos, para o VIX. O autor define o “medo” do mercado como um aumento acelerado no VIX (convexidade) e “exuberância” como uma diminuição acelerada no VIX (concavidade). Por outro lado, Agbeyegbe (2015b) identifica como um formato “U” invertido dessa relação, através dos quantis, para o USO e o OVX. Com isso, propomos verificar a Hipótese III:

Hipótese III: *A relação entre a volatilidade e o retorno contemporâneo apresenta um formato de “U” invertido.*

O artigo de Low (2004) apresenta uma avaliação para o extremo de 5% dos retornos negativos e positivos do VIX. Por outro lado, Hibbert et al. (2008) expande essa análise para outros quantis desse índice em sua nova versão. Respostas diferentes de variação de volatilidade para retornos positivos e negativos também são documentadas na literatura. Em geral, resultados de relação assimétrica indicam que as mudanças da volatilidade oriundas de retornos positivos estão associadas a mudanças menores de volatilidade do que as negativas. Assim, propomos testar a assimetria da relação USO e OVX, para verificar a seguinte hipótese:

Hipótese IV: *Existe assimetria na relação entre a volatilidade e o retorno do USO.*

4.4 Resultados empíricos

Nossa investigação é realizada com base no fundo USO e na sua medida de volatilidade implícita associada, o OVX (equivalente ao VIX para o petróleo). O período investigado compreende o intervalo de 10/05/2007 até 30/12/2016, totalizando 2430 observações por variável²⁵.

4.4.1 Estatísticas descritivas

As estatísticas descritivas das séries dos retornos do USO e da variação percentual do OVX são reportadas na Tabela 4.1. A variação percentual do índice de volatilidade apresenta caudas pesadas, como pode ser observado no resultado da curtose, o mesmo não se verifica para o retorno do USO. A medida de assimetria apresenta valores positivos e relativamente baixos, indicando assimetria moderada apenas para as variações de OVX. Outra característica a ser destacada é o valor dos testes para a normalidade das séries, o *Jarque-Bera* (JB). Os resultados dessa estatística indicam que as duas variáveis não se distribuem normalmente. Esses resultados são comuns a variáveis financeiras, como o documentado na literatura de fatos estilizados de séries financeiras²⁶. Por outro lado, os resultados do teste *Dickey Fuller* Aumentado (ADF)

²⁵Os dados foram obtidos a partir de consulta ao Yahoo Finanças, link para consulta: <https://br.financas.yahoo.com/>.

²⁶Mais informações sobre fatos estilizados de séries de tempo financeiras podem ser encontrados em Silva Filho e Ziegelmann (2014).

rejeitaram a presença de raiz unitária para uma defasagem de 8 períodos ²⁷.

Tabela 4.1 - Estatísticas descritivas

	Média	Mediana	Mín.	Máx.	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose	JB	ADF
% Δ OVX	0,00126	-0,0031	-0,3559	0,5295	0,0501	1,5176	12,47	16664,3#	-19,30*
R	-0,00032	0,0000	-0,1068	0,0960	0,0225	0,0070	2,177	479,7#	-14,72*

Nota: * Resultado do teste ADF significativo a 1%. # Resultado do teste JB significativo a 1%.

4.4.2 Resultados da relação entre o retorno e a volatilidade do USO – Estimções por MQO

Examinamos a relação entre o retorno do USO e as mudanças associadas na volatilidade implícita, o OVX, por meio das equações M1, M2, M3 e M4, e algumas adaptações. Começamos pela análise contemporânea desses índices, com base nas equações M3 e M4, de modo similar às utilizadas por Low (2004), e estimções para todo o período e para cada ano da amostra. Os resultados na Tabela 4.2 evidenciam que para praticamente todos os anos a relação contemporânea entre o retorno e a volatilidade é negativa (à exceção das estimções do ano de 2008, que não foram significativas). Esses resultados corroboram com a proposição de Black (1976) e Cristie (1982), e com a maioria dos estudos da área, que descrevem aumentos de volatilidade com a diminuição dos retornos. Além disso, a relação não linear entre as variáveis é evidenciada pelo termo quadrático do retorno contemporâneo das estimções. Em geral, o quadrado dos retornos do USO causa impactos positivos nas variações percentuais do OVX. Isso sugere que, em média, possa existir um formato não linear positivo na relação. A inclusão dos quadrados dos retornos do USO aumenta o poder explicativo dos modelos para todo o período e suas subamostras anuais, o que indica relação superior à linear, em média.

Na tabela 4.3, temos os resultados da equação M1, baseada no modelo de Hibbert al. (2008), aplicada de forma similar em Daigler et al. (2014), e uma adaptação que inclui os quadrados dos retornos. Nas estimções, tanto os efeitos contemporâneos dos retornos quanto sua defasagem de um dia foram significativos, assim como a variação da volatilidade passada de um e três dias. Todos esses parâmetros apresentaram sinais negativos com relação às variações percentuais do OVX. Ao analisarmos individualmente cada parâmetro, percebemos que o retorno contemporâneo do USO é o que tem a maior contribuição na determinação das variações percentuais diárias do OVX, se comparado às outras variáveis defasadas. Os resultados da modificação com a inclusão do quadrado do retorno contemporâneo indicam uma relação positiva e significativa dessa variável (em linha com os achados na Tabela 4.2). Além disso, o coeficiente de determinação ajustado aumentou de 18,3% para 23%, confirmando um melhor ajustamento desse modelo quando inserida essa variável contemporânea ao quadrado. De modo geral, esses resultados fornecem evidências que sugerem que a relação entre retorno e volatilidade do

²⁷Mais informações sobre o teste podem ser obtidas em MacKinnon (1996).

Tabela 4.2 - Resultados das regressões para M3 e M4

Período	Obs.	R^2 - ajustado	Constante	R	R^2
2007-2016	2430	0.1351	0.000994 (1.4524)	-0.817377 (-8.4127)***	-
		0.1881	-0.004666 (-5.2278)***	-0.811899 (-9.2210)***	11.142917 (5.3122)***
2007	163	0.0514	0.004406 (1.1784)	-0.591604 (-2.9567)**	-
		0.0957	-0.001531 (-0.3399)	-0.755039 (-3.6385)***	21.872440 (2.3300)*
2008	253	0.0220	0.004171 (1.7376)	-0.262067 (-1.3246)	-
		0.0875	-0.004627 (-1.4855)	-0.244966 (-1.3196)	8.359100 (2.6825)*
2009	252	0.0986	-0.001426 (-0.7127)	-0.576825 (-5.0692)***	-
		0.1397	-0.007927 (-3.4187)***	-0.562090 (-5.2932)***	7.149381 (3.7303)***
2010	252	0.3966	0,000066 (0.035)	-1.358000 (-12.884)***	-
		0.4553	-0.006691 (-3.0645)***	-1.342397 (-11.0046)***	21.555063 (5.0231)***
2011	252	0.2145	0.003778 (1.0975)	-1.669492 (-3.9681)***	-
		0.3830	-0.012192 (-3.9291)***	-1.216342 (-3.5130)***	37.54848 (4.7759)***
2012	250	0.2241	-0.001042 (-0.5528)	-1.065090 (-4.3353)***	-
		0.3364	-0.006828 (-3.5300)***	-1.176347 (-6.5334)***	22.547618 (5.4530)***
2013	252	0.208	-0.000027 (-0.0098)	-2.081900 (-3.7558)***	-
		0.351	-0.013922 (-3.5826)***	-1.969975 (-4.8366)***	108.439079 (3.6329)***
2014	252	0.1116	0.002823 (1.0575)	-1.130187 (-2.9814)**	-
		0.1194	0.001183 (0.4001)	-0.966680 (-2.9367)**	9.790381 (0.8290)
2015	252	0.1806	-0.000826 (-0.2782)	-0.720935 (-4.0071)***	-
		0.3544	-0.013233 (-5.7404)***	-0.792994 (-6.9775)***	17.352836 (9.5676)***
2016	250	0.2787	0.000106 (0.0498)	-0.951787 (-6.7065)***	-
		0.2984	-0.004434 (-1.5484)	-1.005981 (-7.6234)***	6.408633 (1.9863)*

Nota: Foi utilizada a matriz de Newey - West para o cálculo dos t-valores, que são apresentados entre parênteses ().

(***), (**), (*) representam valores significantes à 0,1%, 1% e 5% respectivamente.

Tabela 4.3 - Resultados das regressões para M1

R^2 - ajustado	Const.	R	R^2	R(-1)	R(-2)	R(-3)	% Δ OVX(-1)	% Δ OVX(-2)	% Δ OVX(-3)
0.183	-0.0132	-35.958	-	-10.856	1.1708	1.6448	-0.2224	0.0023	-0.0615
	(-0.37)	(-9.3)***	-	(-2.61)**	(0.38)	(0.86)	(-3.28)**	(0.06)	(-2.66)**
0.230	-0.2519	-35.685	470.20	-9.9851	0.4089	2.5004	-0.2109	-0.0176	-0.0720
	(-6.1)***	(-10.3)***	(5.7)***	(-2.73)**	(0.13)	(1.12)	(-3.34)***	(-0.42)	(-3.01)**

Nota: Foi utilizada a matriz de Newey - West para o cálculo dos t-valores, que são apresentado entre colchetes (). O número de observações utilizados foi 2426.

(***), (**), (*) e (.) representam valores significantes à 0,1%, 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 4.4 - Resultados das regressões para M2

R^2 - ajustado	Const.	R	R(-1)	R(-2)	R(+1)	R(+2)	IRI
0.1852	-0.5405	-36.23	-2.2854	1.6112	2.4860	1.2467	32.33
	(-9.21)***	(-9.97)***	(-0.90)	(0.68)	(0.91)	(0.47)	(8.33)***

Nota: Foi utilizada a matriz de Newey - West para o cálculo dos t-valores, que são apresentado entre parênteses (). O número de observações utilizados foi 2426.

(***), (**), (*) e (.) representam valores significantes à 0,1%, 1%, 5% e 10%, respectivamente.

mercado de petróleo é mais intensa na relação contemporânea do que em uma relação defasada, confirmando a hipótese 1 deste estudo. Além disso, as variações percentuais significativas nas volatilidades implícitas passadas afetando as mudanças atuais sugerem uma explicação de acordo com a teoria comportamental do viés de extrapolação, segundo Hibbert et al. (2008). Na explicação dos autores, os investidores esperariam mudanças na volatilidade para manter uma tendência no futuro próximo. A hipótese de alavancagem, por exemplo, parece ser de efeito mais fraco, em função de apenas o retorno defasado de um dia ser significativo e relativamente pequeno.

Na Tabela 4.4 apresentamos os resultados referentes ao modelo M2, baseados no trabalho de Fleming et al. (1995). Os resultados indicaram impactos significativos apenas para retornos contemporâneos (negativos) e em módulo (positivos). Aparentemente, existe uma relação positiva entre o tamanho de um movimento do mercado do petróleo e a mudança percentual contemporânea na volatilidade esperada desse mercado. Se o retorno do mercado do petróleo for positivo, o coeficiente que impacta a mudança percentual da volatilidade em será -3,9 (-36.23 + 32.33). Assim, espera-se que um aumento do mercado de ações acompanhe uma queda no índice de volatilidade. Por outro lado, se o retorno for negativo, o coeficiente que impacta será -68,46 (-36.23 - 32.33). Com isso, espera-se que um declínio do mercado de ações acompanhe um aumento na volatilidade. Movimentos negativos do mercado de petróleo estão associados a mudanças no índice de volatilidade que são muito maiores do que aqueles associados com movimentos positivos de tamanho similar. Esses resultados corroboram com a hipótese IV deste estudo, de que existe assimetria na relação entre a volatilidade implícita e o retorno.

De modo geral, os resultados das 4 equações propostas estimadas por MQO corroboram com a proposição de Black (1976) e Cristie (1982), e com a maioria dos estudos da área, que

descrevem aumentos de volatilidade com a diminuição dos retornos, além de alguns aspectos sugerirem alguma validade da teoria comportamental. Além disso, verificamos que o modelo baseado em Hibbert et al. (2008) - M1- com a adição dos quadrados dos retornos contemporâneos, é o que fornece os melhores resultados para a amostra de 2007-2016, com os maiores valores de R^2 ajustado, o que sugere que a inclusão desse componente não linear deve ser mais detalhadamente investigada.

4.4.3 Resultados da relação entre o retorno e a volatilidade do USO – Regressões Quantílicas

Reestimamos as equações M3 e M4 para diferentes quantis e para amostras separadas em retornos positivos e negativos, com a intenção de verificar se a relação entre o retorno e a volatilidade muda entre os quantis da distribuição de volatilidade condicional. Esses procedimentos estão alinhados com as ideias de Low (2004) e com outros estudos empíricos para a verificação de assimetria e não linearidade. Também foram realizados testes para a verificação da especificação correta dos modelos paramétricos de regressão quantílica, conforme descrito em Racine (2006), que estende o trabalho de Zheng (1998), e de maneira similar ao realizado em Figueiredo et al. (2011)²⁸. Além disso, foi aplicado o teste Anova para ajustes de regressão quantílica²⁹, para verificar se houve mudança nos resultados de diferentes quantis estimados. Optamos por não apresentar os resultados reestimados dos modelos M1 e M2, em função de economia de espaço e pelo fato de estarmos especialmente interessados em explorar a natureza da relação contemporânea entre volatilidade e retorno. Além disso, eles foram semelhantes aos divulgados na subseção anterior. .

Os resultados das estimações quantílicas para M3 e M4³⁰ constam na Tabela 4.5, e os testes das especificações e o teste Anova para ajustes de regressão de quantílica são relatados nas tabelas 4.7 e 4.8 (apêndice A). É possível verificar que os retornos contemporâneos apresentam sinais negativos e são significativos para todos os quantis investigados (0.05, 0.10, 0.25, 0.5, 0.75, 0.90 e 0.95) em M3, consistente com as explicações da subseção anterior. A figura 4.1 (apêndice A) ilustra essa estimativa. Contudo, a hipótese nula de correta especificação não é rejeitada apenas para quantis baixos (0.05 e 0.10), o que sugere que o modelo M1 pode não estar corretamente especificado para a mediana e quantis mais elevados. Além disso, os valores do teste Anova indicam que não existem diferenças entre os valores dos diferentes quantis estimados. De modo geral, esses resultados não nos fornecem informações suficientes para realizar afirmações sobre a assimetria e forma não linear da dependência.

As estimativas para a M4 apresentam valores positivos e significativos para os quadrados dos retornos a partir do quantil 0.25 até o 0.95, o que sugere a não linearidade dessa relação, exceto para quantis mais baixos (0.05 e 0.1). Os testes para especificação do modelo apresenta-

²⁸Testes realizados no software R, com auxílio da Package ‘np’, de Racine (2014).

²⁹A estatística de teste é uma variante do teste de Wald, descrito em Koenker e Bassett (1982).

³⁰Estimação e testes realizados no software R, com auxílio da Package ‘quantreg’ de Koenker (2012).

Tabela 4.5 - Regressão quantílica

Quantis	0.05	0.10	0.25	0.50	0.75	0.9	0.95	
M3	Const.	-0.05922	-0.04426	-0.02440	-0.00283	0.02174	0.04742	0.06915
		(-27.6)***	(-34.1)***	(-28.7)***	(-3.5)***	(21.6)***	(26.0)***	(19.6)***
	R	-0.81473	-0.76774	-0.74561	-0.76241	-0.76627	-0.79902	-0.86354
		(-10.3)***	(-20.4)***	(-20.3)***	(-21.6)***	(-17.5)***	(-9.9)***	(-5.7)***
M4	Const.	-0.05918	-0.04440	-0.02603	-0.00635	0.01270	0.03241	0.04602
		(-24.9)***	(-30.5)***	(-26.8)***	(-7.1)***	(10.6)***	(17.9)***	(20.3)***
	R	-0.83722	-0.73925	-0.75744	-0.79835	-0.90715	-0.94276	-1.00769
		(-5.7)***	(-8.0)***	(-14.8)***	(-15.9)***	(-13.6)***	(-8.1)***	(-6.6)***
	R ²	-0.60225	0.65866	5.42820	10.4150	19.3007	27.3028	40.1239
	(-0.1)	(0.2)	(3.5)***	(6.3)***	(8.9)***	(6.3)***	(6.6)***	

Nota: Os t-valores, que são apresentado entre parênteses(). (***) (**), (*) e (.) representam valores significantes à 0,1%, 1%, 5% e 10%, respectivamente.

ram resultados que indicaram correta especificação para os quantis mais baixos e extremos da distribuição (0.05, 0.1, 0.25 e 0.95). Diferentemente dos resultados para M3, os testes Anova confirmam os valores diferentes entre os diferentes quantis estimados. Tais resultados podem ser observados na figura 4.5 (apêndice A). De modo geral, esses resultados corroboram com a hipótese II, de um componente não linear significativo, mas não confirmam a hipótese III, que menciona a relação em forma de “U” invertido das variáveis.

Ao separarmos os dados em uma amostra de retornos negativos e outra de retornos positivos, o comportamento das variáveis aparenta ser heterocedástico e assimétrico, conforme pode ser observado na Tabela 4.6 e nas figuras 4.2 e 4.3 (apêndice A). Os testes de especificação dos modelos e da Anova são relatados nas tabelas 4.7 e 4.8 (apêndice A).

Os resultados da amostra de retorno positivos evidenciam em M3 uma relação negativa entre o retorno e a volatilidade apenas para os quantis mais baixos (0.05, 0.10, 0.25), para a estimação da mediana não se obtiveram resultados significativos e para os quantis mais elevados (0.75, 0.90 e 0.95) o retorno contemporâneo apresentou sinal positivo. Ou seja, para retornos positivos, a relação inversa entre retorno e volatilidade só é evidenciada para quantis baixos, mudando de sinal em quantis mais elevados, o que diverge das teorias apresentadas. Esses resultados podem ser observados na figura 4.8 (apêndice A). Nas estimações de M4, os termos quadráticos só são estatisticamente significativos para os quantis mediano e mais baixos (0.05, 0.25 e 0.5). No quantil 0.05, a relação é negativa entre volatilidade e retorno enquanto nos quantis 0.25 e 0.5 a relação é positiva, conforme podemos observar na figura 4.9 (apêndice A).

Para a amostra de retornos negativos, todos os quantis estimados apresentaram uma relação negativa entre retorno contemporâneo e variações de volatilidade, a qual aumenta à medida que se analisam quantis mais elevados. Em contrapartida, a relação não linear, representada pelo quadrado dos retornos no M4, não apresenta resultados significativos para essa amostra (a exceção do quantil 0.9).

O teste de especificação para os modelos das amostras positiva e negativa tiveram a hipótese de correta especificação não rejeitada, exceto para o quantil 0.5, em M3 da amostra positiva. Os resultados dos testes Anova confirmaram a diferença entre os resultados dos quantis, tanto para retornos positivos quanto negativos. De modo geral, esses resultados confirmam a hipótese IV, de assimetria entre a relação de volatilidade e retornos contemporâneos para o mercado de petróleo.

É possível perceber as diferenças de resultados entre estimações via regressão quantílica de resultados estimados por MQO, para toda a amostra e separada por retornos positivos e negativos, nas figuras de número 4.4 até 4.9 (apêndice A). Na maioria das vezes, os resultados dos diferentes quantis são diferentes dos encontrados pelos mínimos quadrados, em especial, nos extremos das distribuições. Com isso, resultados estimados por MQO podem estar superestimados ou subestimados, prejudicando a análise e a interpretação dos resultados. Na análise quantílica é possível observar outros dois aspectos do comportamento das variáveis: 1 – para os modelos M3, o os retornos têm o maior impacto nas maiores mudanças na volatilidade; 2 – Impactos maiores dos retornos negativos no extremo da distribuição e os sinais (sentidos) diferentes nas duas subamostras, como era de se esperar pelas teorias. Ou seja, a reação dos investidores é mais pronunciada nos retornos negativos nos extremos da volatilidade e reações diferentes do mercado frente a retornos positivos e negativos.

4.4.4 Resultados não paramétricos – *B-splines*

Como não existe uma única específica forma funcional para explicar a relação entre o retorno e as variações da volatilidade implícita, haja vista as diferentes proposições sugeridas nos últimos anos e os numerosos estudos empíricos, faz-se útil a realização de testes e estimações flexíveis. Com o intuito de evitar má especificação da estrutura paramétrica da relação contemporânea entre retorno-volatilidade, propomos uma abordagem alternativa de estimação, a não paramétrica.

Essa alternativa pode ser utilizada como um estágio final da análise dos dados e/ou como uma etapa de verificação da não linearidade da relação contemporânea entre os retornos do USO e da variação percentual do OVX. Ou, como menciona Low (2004), avaliar a percepção do risco do mercado. Além disso, a não adequação completa da estrutura paramétrica para as amostra total de dados, verificada pelos resultados dos testes de especificação, justifica uma análise mais flexível sobre o comportamento dessas variáveis. Diante disso, empregamos o método proposto por Koenker et al. (1994) e adotamos um parâmetro de alisamento escolhido por um critério de informação do tipo Schwarz, tendo em vista a sensibilidade da curva *spline* ante a esse valor³¹.

Os resultados são apresentados para os mesmos quantis avaliados na investigação paramétrica anterior (0.05, 0.10, 0.25, 0.50, 0.75, 0.90 e 0.95), constantes nas figuras 4.10 e 4.11 (apêndice B). Eles sugerem que a relação entre o retorno e as variações percentuais da volati-

³¹Nessa etapa de estimação foi utilizada a packpage “cobs” do software R. Para mais detalhes sobre a operacionalização para a escolha do parâmetro, consultar Ng e Martin (2015).

Tabela 4.6 - Regressões quantílicas para retornos positivos e negativos

Quantis	0.05	0.10	0.25	0.50	0.75	0.9	0.95	
Retornos Positivos								
M3	Const.	-0.0625 (-16.4)***	-0.04951 (-16.0)***	-0.0308 (-17.5)***	-0.01396 (-8.24)***	0.004 (1.96)*	0.02442 (6.86)***	0.03437 (9.01)***
	R	-0.63588 (-2.79)***	-0.45139 (-2.39)**	-0.34843 (-2.97)**	-0.00225 (-0.02)	0.2694 (2.01)*	0.40841 (1.82).	0.8711 (2.51)**
M4	Const.	-0.0674 (-15.2)***	-0.04822 (-9.05)***	-0.0275 (-12.0)***	-0.01032 (-5.33)***	0.0054 (2.04)*	0.02817 (5.61)***	0.0427 (8.57)***
	R	0.21268 (0.53)	-0.77204 (-1.14)	-0.81414 (-3.75)***	-0.47769 (-2.31)**	0.05023 (0.19)	-0.2539 (-0.41)	-0.28627 (-0.32)
	R ²	-19.76294 (-3.04)	5.40817 (0.32)	9.03906 (2.56)**	6.91884 (1.94)*	4.22311 (0.94)	13.06826 (0.94)	20.9554 (0.83)
Retornos Negativos								
M3	Const.	-0.05499 (-12.7)***	-0.04266 (-17.7)***	-0.02683 (-15.1)***	-0.00939 (-5.38)***	0.0043 (2.14)*	0.01977 (6.54)***	0.02994 (5.99)***
	R	-0.70632 (-2.89)***	-0.73106 (-7.17)	-1.00421 (-10.1)***	-1.33807 (-12.9)***	-2.024 (-15.8)***	-2.63137 (-10.3)***	-3.2272 (-7.18)***
M4	Const.	-0.05274 (-11.0)***	-0.04443 (-13.66524)***	-0.02746 (-10.2)***	-0.01198 (-5.61)***	0.0048 (2.00)*	0.02474 (8.23)***	0.03553 (5.74)***
	R	-0.2982 (-0.62)	-0.92212 (-3.48)***	-1.1093 (-3.62)***	-1.66063 (-6.59)***	-1.968 (-7.57)***	-1.79034 (-4.16)***	-2.38409 (-2.71)***
	R ²	5.72746 (0.81)	-2.97798 (-0.86)	-1.50421 (-0.23)	-4.82751 (-0.97)	0.48333 (0.10)	17.70862 (2.11)*	13.79334 (0.67)

Nota: Os t-valores, que são apresentado entre parênteses (). (***) , (**) e (*) representam valores significantes à 0,1%, 1% e 5%, respectivamente.

lidade não parecem ser lineares para a maioria dos quantis investigados, exceto para o quantil 0.10, que visualmente aparenta comportamento linear. Os quantis 0.05, 0.90 e 0.95 apresentam um formato de “S”, ou dois “U”s, o primeiro com a concavidade voltada para cima (para retornos negativos) e o segundo com a concavidade voltada para baixo (para retornos positivos), similar aos resultados de “medo” e “exuberância” do mercado, descrita por Low (2004). Por outro lado, para o quantil 0.10 a relação é linear, enquanto para os demais quantis (0.25, 0.5 e 0.75) a relação é quase linear, sendo mais pronunciada e declinante dos retornos negativos para zero.

Esses resultados são importantes e trazem novas evidências para a investigação do comportamento do mercado do petróleo. Ao observarmos os resultados separados entre retornos positivos e negativos da subseção anterior, a relação entre as variáveis muda, a depender do sinal dos retornos e do quantil avaliado. Esses resultados indicam que a hipótese III desse estudo é refutada, e sugerem que definir uma única forma para toda amostra de retornos e não considerar quantis diferentes de volatilidade pode ser equivocado.

Outro resultado de interesse é que para os quantis mais elevados a relação entre as variáveis é mais pronunciada, com uma inclinação mais elevada para retornos negativos do que para po-

sitivos. Isso reforça as evidências de assimetria e vão ao encontro dos achados de Low (2004). De modo geral, significa que a níveis mais altos de volatilidade, elas são mais sensíveis a variações do retorno, e que retornos negativos têm impactos diferenciados nas variações percentuais de volatilidade. A associação entre a queda dos preços e o aumento do risco é mais sensível (inclinação mais acentuada) do que a associação entre o aumento dos preços e a diminuição do risco, similar ao encontrado em Low (2004) para o índice de mercado. Um suporte teórico para esse formato e assimetria é a teoria do prospecto.

Por fim, esses resultados têm implicações para a construção de medidas de risco e sua quantificação empírica. Para tanto, é importante considerar que o risco não está de acordo com o paradigma da simetria simples, assim com a relação retorno-volatilidade possui um componente contemporâneo não linear.

4.4.5 Resumo geral dos resultados

Os resultados das diferentes estimações para os diferentes modelos e conjuntos de dados apontaram para algumas constatações: a inclusão dos quadrados dos retornos acrescenta poder explicativo para o modelo M1; os resultados para a estimação baseada no modelo de Fleming et al. (1995) evidenciou assimetria, mas também obteve sinais contrários aos esperados pelas teorias dessa relação, fato que pode ter ocorrido em função da estimação por MQO não ser a mais adequada para verificar essa relação; nas regressões quantílicas para todos os dados da amostra, o modelo M4 apresentou melhores resultados, com menos quantis rejeitados no teste especificação, e significância para os quadrados dos retornos. Além disso, demonstrou diferença significativa entre quantis; com a separação da amostra em retornos positivos e negativos, os resultados sugerem a relação assimétrica entre volatilidade e retorno; por fim, os resultados gráficos obtidos por meio dos métodos *B-splines* reforçam o indicativo de que existe uma relação não linear entre as variáveis, e que ela é diferente para diferentes quantis de volatilidade, em especial para retornos positivos e negativos.

4.5 Considerações finais

A relação volatilidade-retorno é um tema amplamente documentado na literatura de finanças. Contudo, poucos estudos investigaram essa relação para os preços do petróleo bruto (WTI), a partir de índices de volatilidade implícita. Este artigo se dedicou a investigar a assimetria e não linearidade dessa relação. A estratégia empírica de investigação envolveu métodos paramétricos e não paramétricos, de forma complementar, de modo possíveis problemas de má especificação da forma funcional dessa relação pudessem ser contornados.

Ao empregarmos técnicas de regressão quantílica paramétrica, encontramos evidências de que especificar a relação contemporânea do retorno-volatilidade com equações lineares pode não ser a forma mais adequada para todos os quantis de volatilidade, especialmente para os mais elevados. Os resultados para amostras de retornos negativos e positivos sugerem diferenças

no comportamento da volatilidade, com resultados mais pronunciados para os negativos. A não linearidade e a assimetria dessa relação são confirmadas pelos resultados do método não paramétrico *B-splines*. O formato que pareceu mais representativo para os quantis extremos de volatilidade para toda a amostra, foi o de “S” inclinado, com um “U” nos retornos negativos e um “U” invertido para retornos positivos. E, de modo geral, as teorias de alavancagem e comportamental parecem ser adequadas para explicar os resultados da relação de volatilidade implícita no retorno do petróleo em nossas diferentes análises.

Neste estudo, o método não paramétrico foi utilizado de forma complementar aos resultados obtidos pelos métodos paramétricos. O próximo passo a partir desta pesquisa é a aplicação de testes que verifiquem a rejeição do ajuste paramétrico linear em favor do ajuste não paramétrico para os diferentes quantis da relação volatilidade-retorno do petróleo. Outro aspecto a ser explorado é a incorporação de informações do mercado de commodities alimentares nos modelos. Isso se deve ao fato de que existem evidências de uma relação significativa entre os mercados de petróleo e o de alimentos³².

4.6 Referências

ABOUTA, S.; CHEVALLIER, J. Leverage vs. feedback: Which Effect drives the oil market? *Finance Research Letters*, v. 10, n. 3, p. 131-141, Set. 2013.

AGBEYEGBE, T. D. An inverted U-shaped crude oil price return-implied volatility relationship. *Review of Financial Economics*, v. 27, p. 28-45, Nov. 2015a.

AGBEYEGBE, T. D. *Modeling US stock market volatility-return dependence using conditional copula and quantile regression*. The Economics of Global Environment-Catastrophic Risks in Theory and Policy, 2015b.

BADSHAH, I. Quantile regression analysis of the asymmetric return-volatility relation. *Journal of Futures Markets*, v. 33, p. 235–265, Mar. 2013.

BLACK, F. *Studies of stock price volatility changes*. Proceedings of the 1976 meetings of the business and economic statistics section. 177-191. In: American Statistical Association, business and economic statistics section, p. 177–81, 1976.

BLACK, F.; Scholes, M. S. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, v. 81, n. 3, p. 637–59, 1973.

BAILLIE, R. T.; DEGENNARO, R. P. Stock returns and volatility. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 25, p. 203–214, Jun. 1990.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, v. 31, n. 3, p. 307–327, Abr. 1986.

BOLLERSLEV, T.; LITVINOVA, J.; Tauchen, G. Leverage and volatility feedback effects in high frequency data. *Journal of Financial Econometrics*, v. 4, n. 3, p. 353–384, Maio. 2006.

³²Ver, por exemplo, Nazlioglu et al. (2013) e Zilberman et al. (2012).

CAMPBELL, J. Y.; HENTSCHEL, L. No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns. *Journal of Financial Economics*, v. 31, n. 3, p. 281–318, Jun. 1992.

CBOE (Chicago Board of Trade) (2003). The CBOE Volatility Index-VIX, white paper, CBOE. Disponível em: <http://www.cboe.com/micro/vix/vixwhite.pdf>.

CHRISTIE, A. A. 1982. The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects. *Journal of Financial Economics*, v. 10, n. 4, 407–432, Dez. 1982.

DAIGLER, R. T.; HIBBERT, A. M.; PAVLOVA, I. Examining the return–volatility relation for foreign exchange: evidence from the euro VIX. *Journal of Futures Markets*, v. 34, n. 1, p. 74-92, 2014.

EDERINGTON, L. H.; GUAN, W. How asymmetric is U.S. stock market volatility? *Journal of Financial Markets*, v. 13, n. 2, p. 225–248, Maio. 2010.

FLEMING, J.; OSTDIEK, B.; WHALEY, R. E. Predicting stock market volatility: A new measure. *Journal of Futures Markets*, v. 15, p. 265–302, Maio. 1995.

FIGUEIREDO, E. A.; SILVA JUNIOR, J. C. A.; JACINTO, P. A. A hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros: testes para as formas funcionais e estimações não-paramétricas. *Revista Economia*, v. 12, n. 1, p. 149-163, Jan. 2011.

FRENCH, K. R.; SCHWERT, G. W.; STAMBAUGH, R. F. Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, v. 19, n. 1, p. 3–29, Set. 1987.

GIOT, P. On the relationships between implied volatility indices and stock index returns. *Journal of Portfolio Management*, v. 31, n. 3, p. 92–100, 2005.

GLOSTEN, L. R.; JAGANNATHAN, R.; RUNKLE, D. E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, v. 48, p. 1779–1801, Dez. 1993.

HE, X.; NG, P. COBS: qualitatively constrained smoothing via linear programming. *Computational Statistics*, v. 14, p. 315-337, 1999.

HIBBERT, A.; DAIGLER, R.; DUPOYET, B. A behavioral explanation for the negative asymmetric return-volatility relation. *Journal of Banking and Finance*, v. 32, n. 10, p. 2254–2266, Out. 2008.

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica: Journal of the econometric society*, v.47 , n. 2, p. 263-291, Mar. 1979.

KANG, S. H.; KANG, S. M.; YOON, S. M. Forecasting volatility of crude oil markets. *Energy Economics*, v. 31, n. 1, p. 119–125, Jan. 2009.

KOENKER, R. *Quantreg: A Quantile Regression R Package (Version 5.05)* Available by r-project.org. <http://www.r-project.org>, 2012.

KOENKER, R. W.; BASSETT, G. W. Robust Tests for Heteroscedasticity based on Regression

- Quantiles, *Econometrica*, v. 50, n. 1, p. 43–61, Jan. 1982.
- KOENKER, R.; BASSELT JR, G. Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, v. 46, n. 1, p. 33-50, Jan. 1978.
- KOENKER, R. W.; D'OREY, V. Algorithm AS 229: Computing regression quantiles. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, v. 36, n. 3, p. 383-393, 1987.
- KOENKER, R.; D'OREY, V. Remark AS R92: A remark on algorithm AS 229: Computing dual regression quantiles and regression rank scores. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, v. 43, n. 2, p. 410-414, 1994.
- KOENKER, R.; NG, P.; Portnoy, S. Quantile smoothing splines. *Biometrika*, v. 81, n. 4, p. 673-680, Dez. 1994.
- LAURINI, M. A note on the use of quantile regression in beta convergence analysis. *Economics Bulletin*, v. 3, n. 52, p. 1-8, Out. 2007.
- LOW, C. The fear and exuberance from implied volatility of S&P 100 index options. *Journal of Business*, v. 77, n.3, p. 527–546, Jul. 2004.
- MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of applied econometrics*, v. 11, n. 6, p. 601-618, Nov. 1996.
- MARZO, M.; ZAGAGLIA, P. Volatility forecasting for crude oil futures. *Applied Economics Letters*, v. 17, n. 16, p. 1587–1599, Jan. 2010.
- NAZLIOGLU, S.; ERDEM, C.; SOYTAS, U. Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. *Energy Economics*, v. 36, p. 658-665, Mar. 2013.
- NG, P. T.; MARTIN, M. *Cobs: Qualitatively Constrained (Regression) Smoothing Splines via Linear Programming and Sparse Matrices*. (Version 1.3-1) Available by r-project.org. <http://www.r-project.org>, 2015.
- PADUNGSAKSAWASDI, C.; DAIGLER, R. T. The Return-Implied Volatility Relation for Commodity ETFs. *Journal of Futures Markets*, v. 34, n. 3, p. 261-281, 2014.
- RACINE, J. S. “Consistent specification testing of heteroskedastic parametric regression quantile models with mixed data” manuscript, 2006.
- RACINE, J. S *np: Nonparametric kernel smoothing methods for mixed data types R Package* (Version 0.60-2). Available by r-project.org. <http://www.r-project.org>, 2014.
- REBOREDO, J. C. Do food and oil prices co-move? *Energy Policy*, v. 49, p. 456-467, Out. 2012
- ROBERTS, F.; BARRODALE, I. An improved algorithm for discrete L1 linear approximation. *SIAM J*, v. 10, n. 5, p. 839-848, 1973.
- SILVA FILHO, O, C.; ZIEGELMANN, F, A. Assessing some stylized facts about financial market indexes: a Markov copula approach. *Journal of Economic Studies*, v. 41, n. 2, p. 253-271, 2014.

TALUKADAR, B.; DAIGLER, R. T.; PARHIZGARI, A. M. Expanding the Explanations for the Return–Volatility Relation. *Journal of Futures Markets*, v. 0, n. 0, Nov. 2016.

WANG, T.; WU, J.; YANG, J. Realized volatility and correlation in energy futures markets. *Journal of Futures Markets*, v. 28, n. 10, p. 993–1011, Ago. 2008.

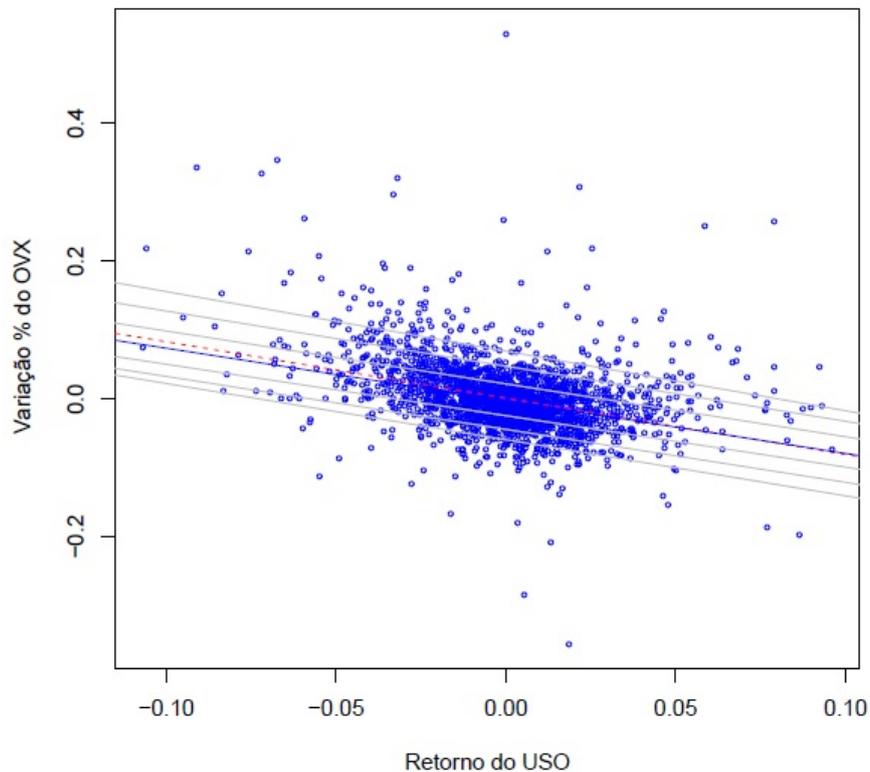
WHALEY, R. E. Derivatives on market volatility: Hedging tools long due. *Journal of Derivatives*, v. 1, n. 1, p. 71–84, 1993.

ZHENG, J. A consistent nonparametric test of parametric regression models under conditional quantile restrictions. *Econometric Theory*, v. 14, p. 123-138, Fev. 1998.

ZILBERMAN, D.; HOCHMAN, G.; RAJAGOPAL, D.; SEXTON, S.; TIMILSINA, G. The impact of biofuels on commodity food prices: Assessment of findings. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 95, n. 2, p. 275-281, Jun. 2012.

4.7 Apêndice A - Resultados das regressões quantílicas

Figura 4.1- Resultados da estimação da equação 3, modelo linear, para $\% \Delta OVX$ e o Retorno do USO



Nota: A linha vermelha pontilhada representa a estimação por MQO, a linha azul sólida a mediana (quantil 0.5) e as demais linhas representam, de baixo para cima os quantis 0.05, 0.10, 0.25, 0.75, 0.9 e 0.95.

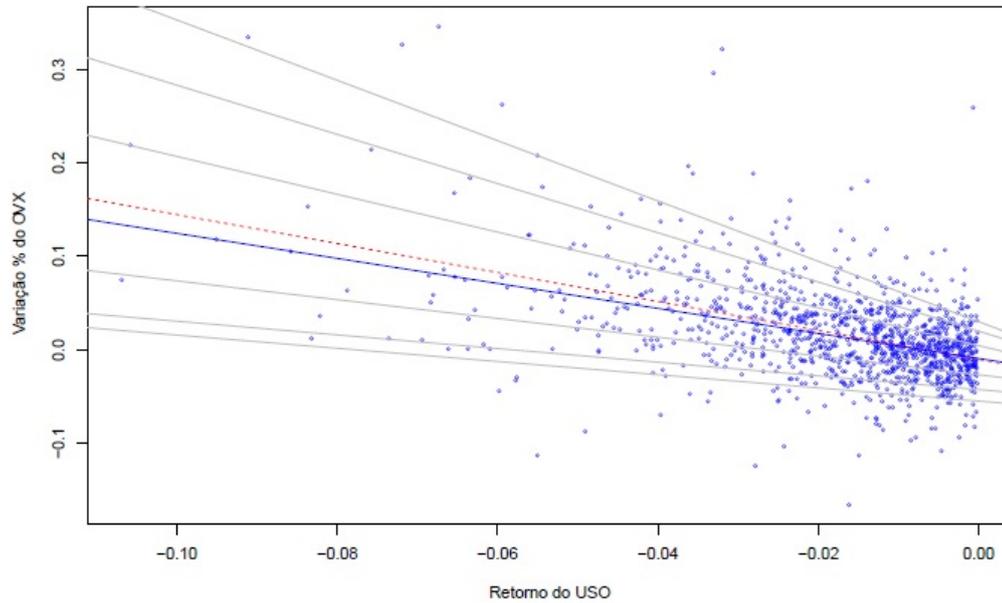
Tabela 4.7 - Teste Anova para as regressões quantílicas

	Quantis testados	Valor F	Significância	
Toda amostra				
M3	todos	0.05-0.95	0.2684	-
	a esquerda	0.05-0.5	0.3757	-
	a direita	0.5-0.95	0.1629	-
	extremos	0.05-0.95	0.0845	-
M4	todos	0.05-0.95	5.9806	***
	a esquerda	0.05-0.5	3.7588	***
	a direita	0.5-0.95	7.0121	***
	extremos	0.05-0.95	13.9960	***
Retornos positivos				
M3	todos	0.05-0.95	4.273	***
	a esquerda	0.05-0.5	5.078	***
	a direita	0.5-0.95	3.241	*
	extremos	0.05-0.95	13.888	***
M4	todos	0.05-0.95	6.8342	***
	a esquerda	0.05-0.5	9.4539	***
	a direita	0.5-0.95	3.0213	**
	extremos	0.05-0.95	4.1005	*
Retornos negativos				
M3	todos	0.05-0.95	14.340	***
	a esquerda	0.05-0.5	8.948	***
	a direita	0.5-0.95	15.836	***
	extremos	0.05-0.95	25.402	***
M4	todos	0.05-0.95	8.8690	***
	a esquerda	0.05-0.5	4.6908	***
	a direita	0.5-0.95	8.4639	***
	extremos	0.05-0.95	16.0960	***

Nota: Todos diz respeito aos quantis 0.05. 0.10. 0.25. 0.5. 0.75. 0.90. 0.95; a esquerda são os quantis a esquerda de 0.5 (0.05. 0.10. 0.25 e 0.5); a direita são referentes aos quantis a direita de 0.5 (0.5. 0.75. 0.90 e 0.95) e os extremos compara os quantis 0.05 aos 0.95.

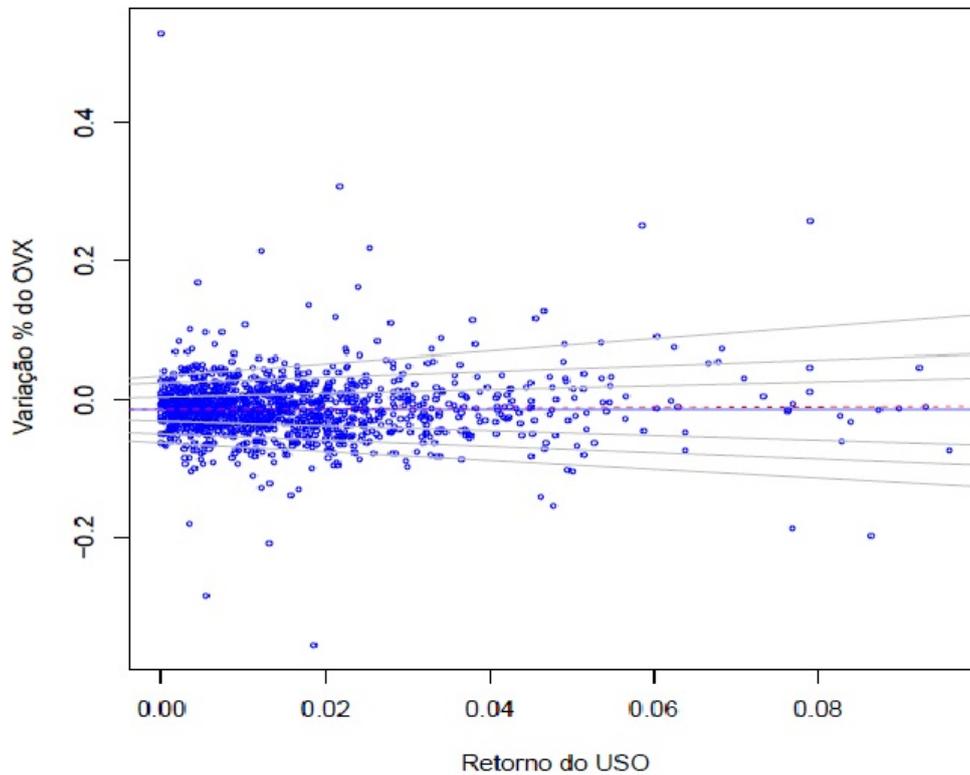
***, ** e * denotam a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1%. 5% e 10%, respectivamente.

Figura 4.2 - Resultados da estimação da equação 3, modelo linear, para $\% \Delta OVX$ e os Retornos Negativos do USO



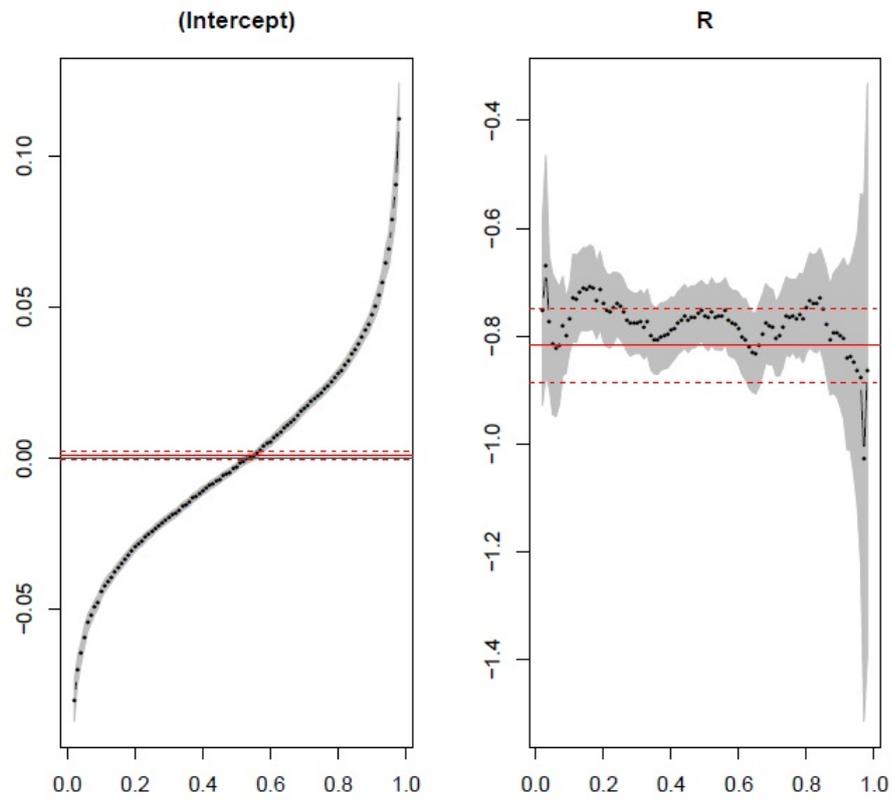
Nota: A linha vermelha pontilhada representa a estimação por MQO, a linha azul sólida a mediana (quantil 0.5) e as demais linhas representam, de baixo para cima os quantis 0.05, 0.10, 0.25, 0.75, 0.9 e 0.95.

Figura 4.3 - Resultados da estimação da equação 3, modelo linear, para $\% \Delta \text{OVX}$ e os Retornos Positivos do USO



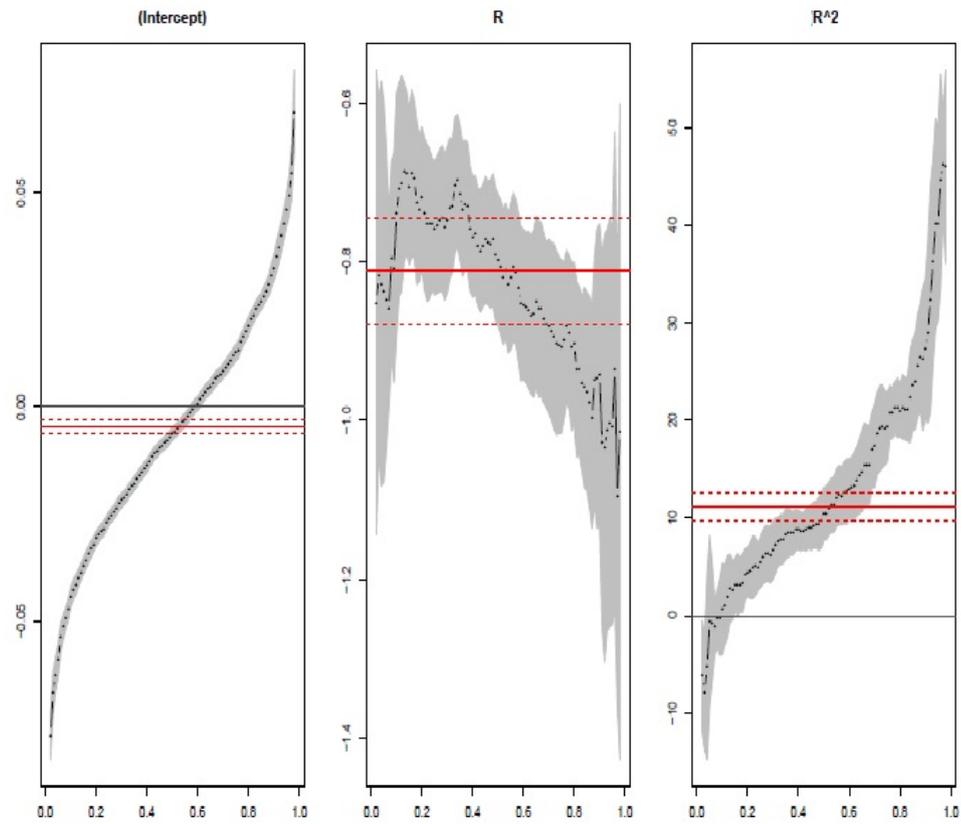
Nota: A linha vermelha pontilhada representa a estimação por MQO, a linha azul sólida a mediana (quantil 0.5) e as demais linhas representam, de baixo para cima os quantis 0.05, 0.10, 0.25, 0.75, 0.9 e 0.95.

Figura 4.4 - Resultados dos coeficientes estimados de M3 - amostra total



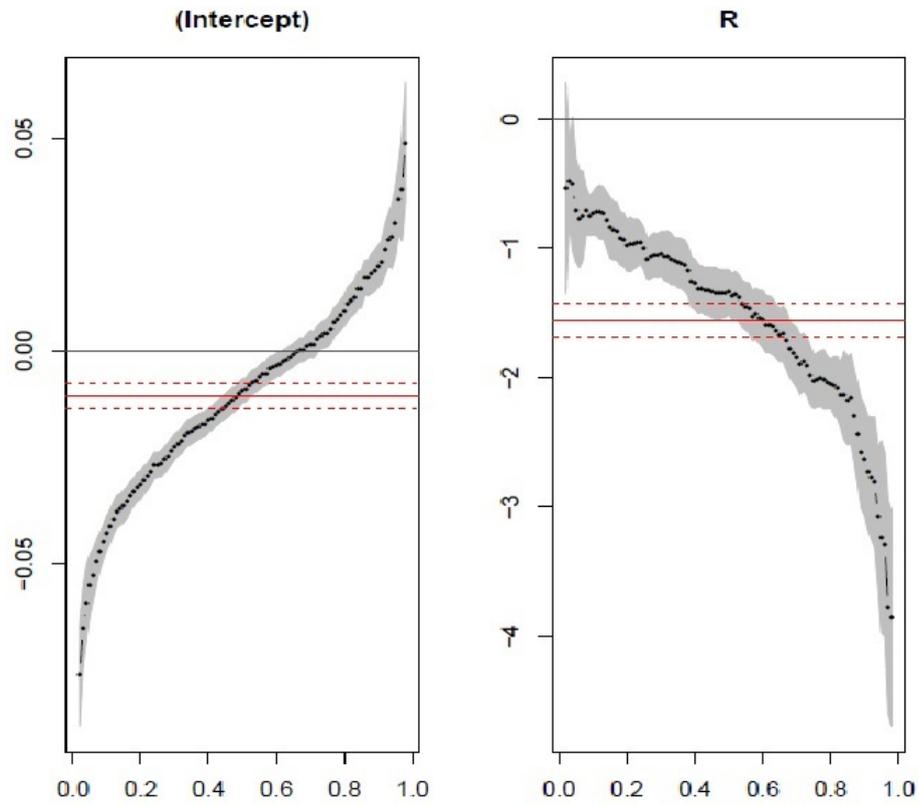
Nota: Em vermelho sólido são os valores dos parâmetros estimados por MQO, as linhas pontilhadas são os intervalos desses valores.

Figura 4.5 - Resultados dos coeficientes estimados da M4 - amostra total



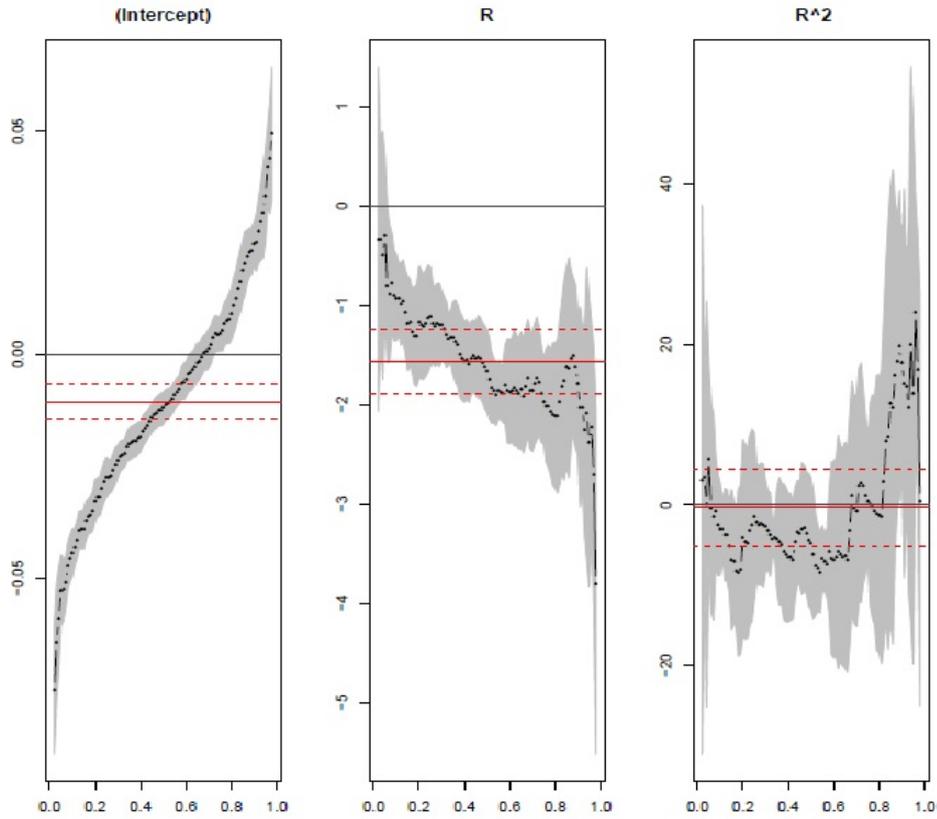
Nota: Em vermelho sólido são os valores dos parâmetros estimados por MQO, as linhas pontilhadas são os intervalos desses valores.

Figura 4.6 - Resultados dos coeficientes estimados da M3, retornos negativos



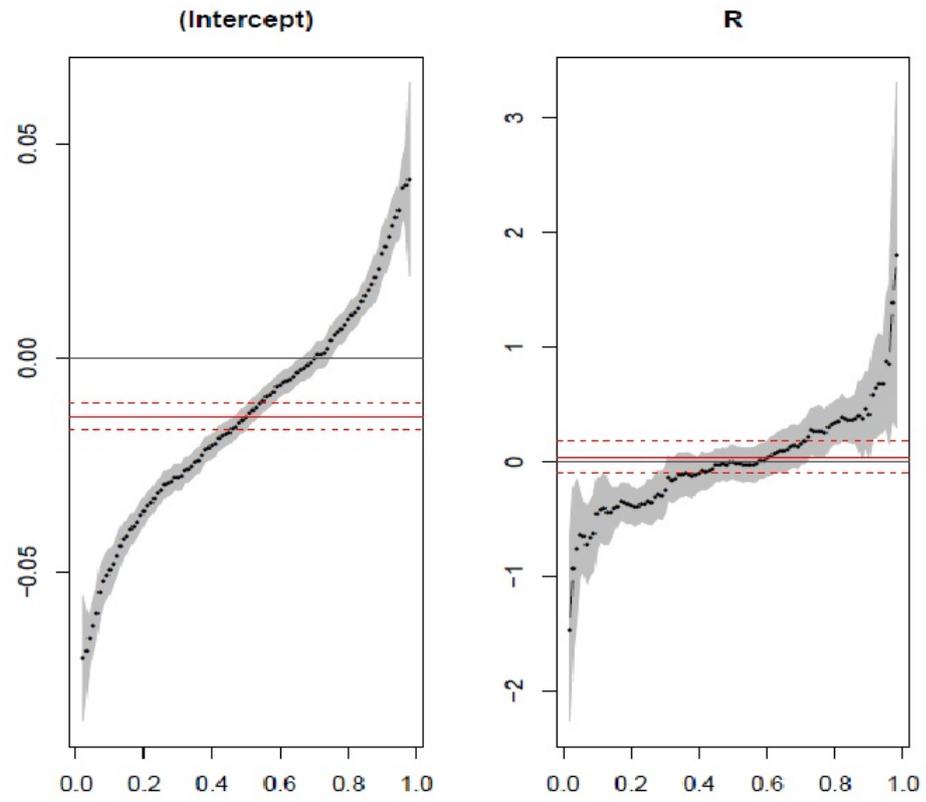
Nota: Em vermelho sólido são os valores dos parâmetros estimados por MQO, as linhas pontilhadas são os intervalos desses valores.

Figura 4.7 - Resultados dos coeficientes estimados da M4, retornos negativos



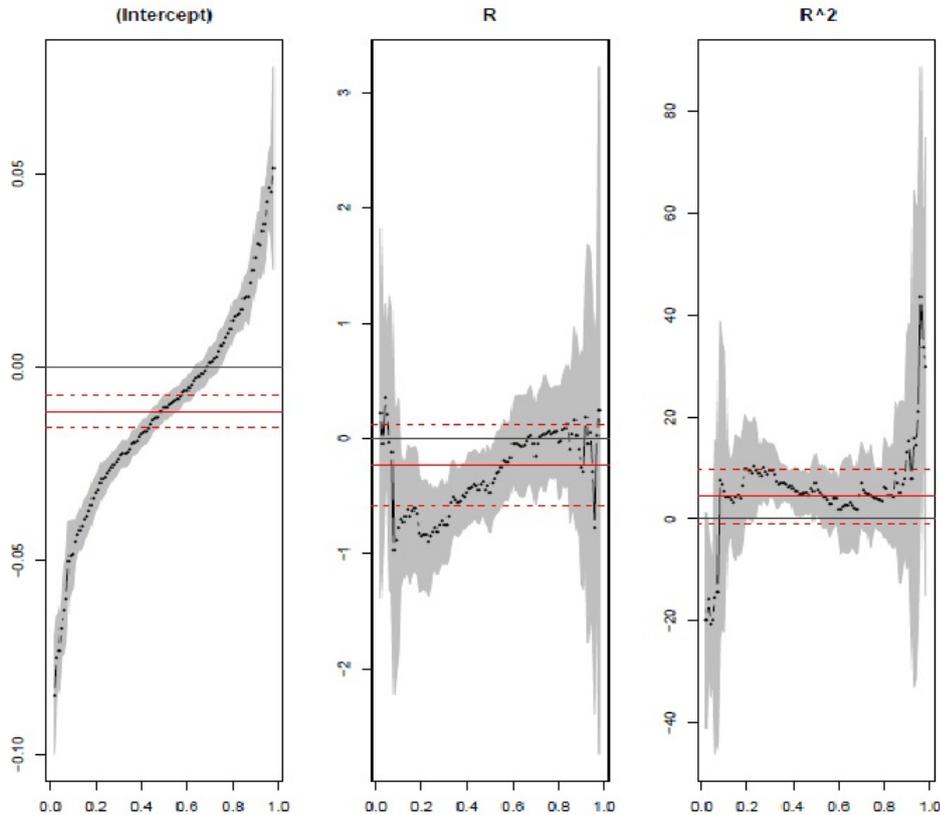
Nota: Em vermelho sólido são os valores dos parâmetros estimados por MQO, as linhas pontilhadas são os intervalos desses valores.

Figura 4.8 - Resultados dos coeficientes estimados da M3, retornos positivos



Nota: Em vermelho sólido são os valores dos parâmetros estimados por MQO, as linhas pontilhadas são os intervalos desses valores.

Figura 4.9 - Resultados dos coeficientes estimados da M4, retornos positivos



Nota: Em vermelho sólido são os valores dos parâmetros estimados por MQO, as linhas pontilhadas são os intervalos desses valores.

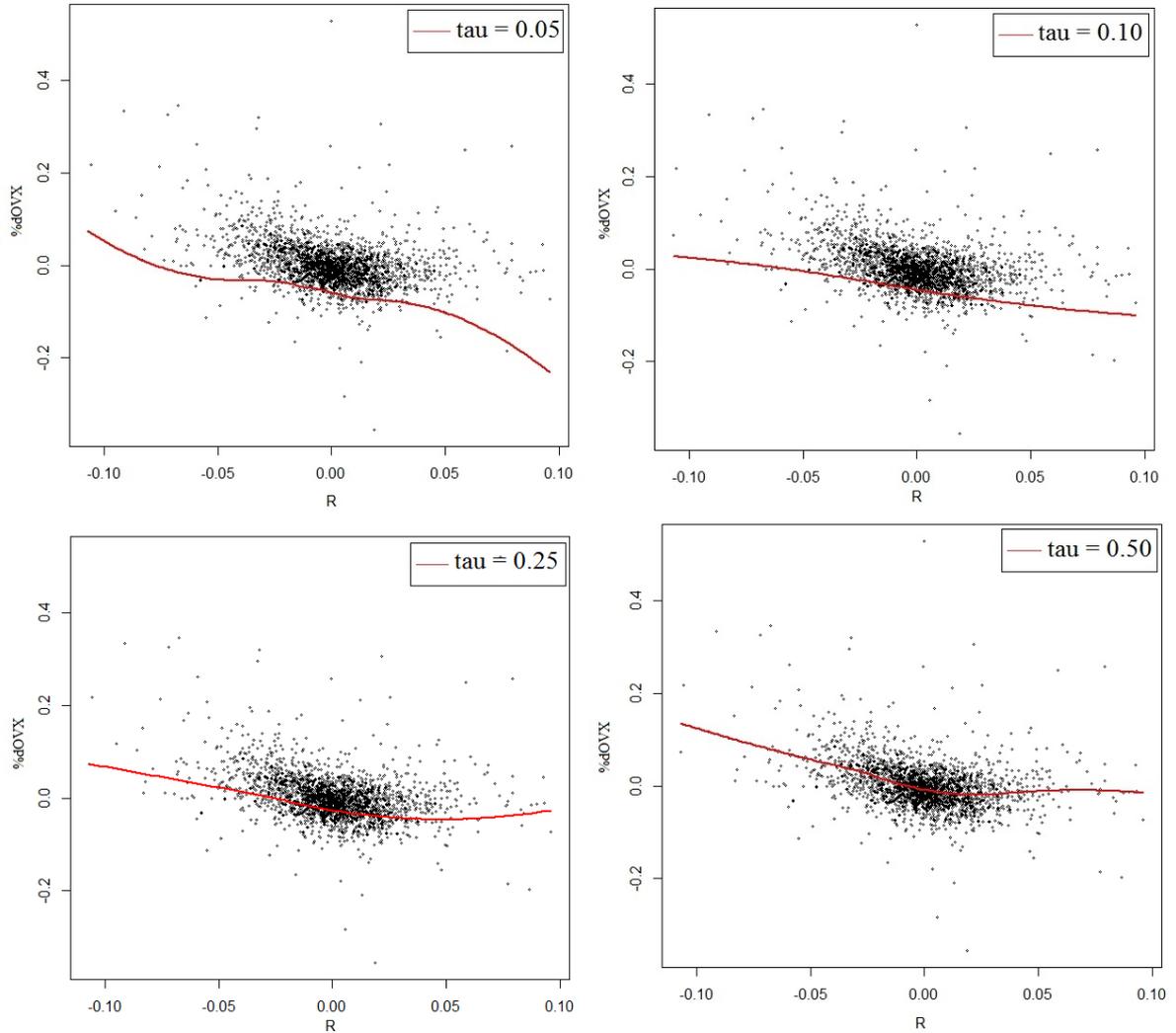
Tabela 4.8 - Testes para a especificação quantílica

		Toda a amostra						
Quantis		0.05	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90	0.95
M3		-0.4375062	-0.1284453	313.472	21.084	4.085.514	467.285	333.878
		[0.31]	[0.19]	[0.00]***	[0.00]***	[0.00]***	[0.00]***	[0.00]***
M4		-0.4505913	-0.006050332	-0.2462416	296.463	279.161	0.06396408	-0.9611806
		[0.27]	[0.12]	[0.18]	[0.00]***	[0.00]***	[0.098]*	[0.67]
		Retornos positivos						
M3		-0.6948889	-0.6968786	-0.7046878	-0.7050707	-0.7046878	-0.707142	-0.7119072
		[0.49]	[0.10]	[0.18]	[0.02]**	[0.74]	[0.81]	[0.97]
M4		-0.7044846	-0.6927087	-0.7046878	-0.7073977	-0.7046759	-0.707142	-0.7119072
		[0.78]	[0.15]	[0.67]	[0.76]	[0.42]	[0.62]	[0.91]
		Retornos negativos						
M3		-0.8656327	-0.3183105	-0.5732867	-0.229459	-0.8169341	-0.5343522	-0.6875599
		[0.54]	[0.13]	[0.26]	[0.12]	[0.51]	[0.27]	[0.39]
M4		-0.8423341	-0.5534052	-0.7976845	-0.8124068	-0.9112352	-0.8697938	-1077409
		[0.39]	[0.15]	[0.31]	[0.36]	[0.49]	[0.44]	[0.78]

Nota: *** Hipótese nula de correta especificação é rejeitada a um nível de 0.1%. ** Hipótese nula de correta especificação é rejeitada a um nível de 5%. p-valores entre colchetes [].

4.8 Apêndice B - Resultados das estimações *B-splines*

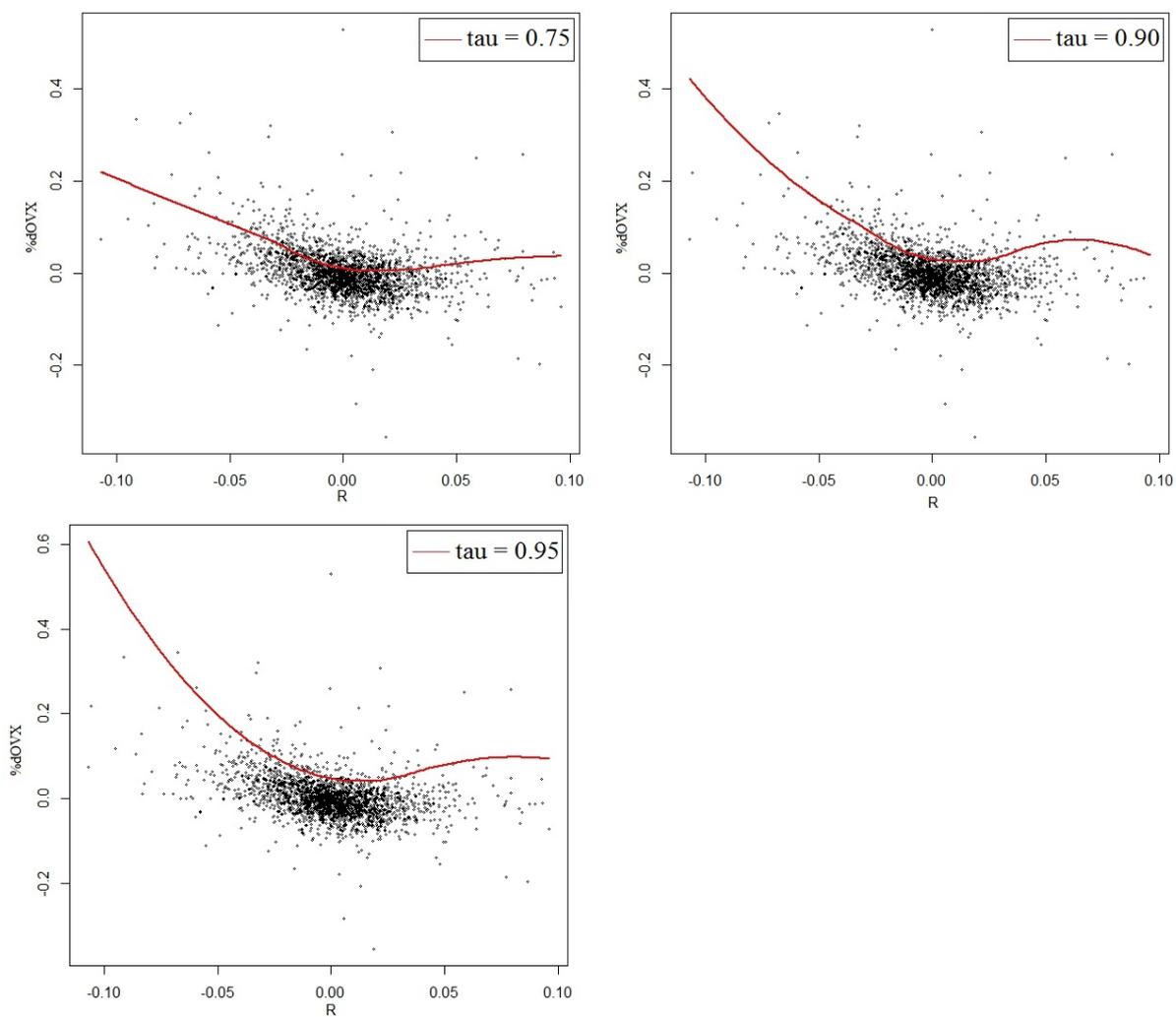
Figura 4.10 - Resultados das estimações *B-splines* para $\% \Delta \text{OVX}$ e o Retorno do USO - quantis 0.05 - 0.50



Nota: A linha vermelha representa as estimativas *B-splines* para cada quantil, enumerado em cada imagem.

As estimações foram realizadas no software R, por meio da package 'cobs'.

Figura 4.11 - Resultados das estimações *B-splines* para $\% \Delta \text{OVX}$ e o Retorno do USO - quantis 0.75 - 0.95



Nota: A linha vermelha representa as estimativas *B-splines* para cada quantil, enumerado em cada imagem. As estimações foram realizadas no software R, por meio da package 'cobs'.

5 CONCLUSÃO

A proposta dessa tese foi contribuir com informações sobre três temas relevantes na área de finanças: o impacto de normas internacionais na qualidade da informação contábil; quantidades e estrutura de dependência entre commodities alimentares e o petróleo; e o estudo da relação entre o retorno e a volatilidade implícita do mercado do petróleo. Em particular, trabalhamos para sugerir novas estratégias de avaliação, com formas alternativas, até então não apresentadas na literatura, para a solução de problemas relacionados a esses temas.

Para alcançarmos nosso objetivo, desenvolvemos três ensaios. No primeiro, adotamos uma estratégia empírica para avaliar o impacto das normas internacionais de contabilidade (IFRS) na qualidade da informação contábil no Brasil. Partimos de um processo que antecedeu a estimação das medidas de interesse. Nele, construímos grupos de controle por meio de um pareamento por escore de propensão, seguindo Rosenbaum e Rubin (1983), com a intenção de selecionar um contrafactual para avaliar o impacto das IFRS³³. Na sequência, estimamos modelos de dados em painel para as principais medidas de qualidade da informação, baseadas nos trabalhos de Ohlson (1995), Beaver et al. (1980) e Basu (1997). Os resultados apontaram para o efeito positivo da adoção de normas sobre a qualidade da informação contábil das empresas avaliadas.

O aspecto diferencial desse ensaio é justamente a proposta de avaliação sugerida. Ela envolve empresas adotantes voluntárias e não adotantes das normas, dois conjuntos de dados e dois processos de estimação. Essa estratégia busca solucionar problemas que podem surgir com a utilização de procedimentos de estimação comumente utilizados para o Brasil, como, por exemplo, o viés de seleção. Por outro lado, utilizar esse grupo de adotantes voluntárias faz com que no número de empresas seja relativamente pequeno, o que indica a limitação desse estudo.

No ensaio dois, nos dedicamos a verificar a hipótese de neutralidade entre os mercados de energia e alimentos. Mais uma vez, utilizamos um procedimento ainda não utilizado na literatura para esse fim para alcançar nosso objetivo. Sugerimos um método flexível para a avaliação das quantidades e da estrutura de dependência entre as commodities alimentares e o petróleo. Além disso, buscamos uma aproximação das medidas de dependência originadas a partir dos resultados das cópulas não paramétricas.

A estratégia empírica desse ensaio envolveu duas análises, uma relativa às medidas de dependência, que serviriam como base para a análise de neutralidade dos mercados. E a segunda, para testar se a estrutura de dependência da relação entre esses mercados se modificou. Para tanto, várias etapas foram necessárias: obtemos as marginais por meio de um processo ARMA-GARCH; na sequência, estimamos as cópulas por um método não paramétrico de estimação, via *kernel*, (conforme FERMANIAN et al., 2002); a partir dos resultados dessas cópulas sugerimos cálculos aproximados para as medidas dependência de quadrante positivo e dependência de cauda esquerda. Por fim, realizamos um procedimento de *block bootstrap* para calculamos

³³Consultar Khandker (2010) para compreender a importância do método no processo de avaliação de políticas/normas.

intervalos de valores para essas medidas e para suas diferenças em dois períodos de tempo. Na outra análise, para verificar se a estrutura de dependência dos ativos se manteve constante ao sair de um período de estabilidade e entrar num período de crises, realizamos o teste de igualdade entre cópulas de Remillard e Scaillet (2009).

Os resultados encontrados refutaram, de maneira geral, a hipótese de neutralidade entre os mercados. Esse ensaio trouxe algumas contribuições: apresentou um método flexível de estimação de cópulas para um novo tema, a dependência entre mercados de commodities de alimentos e petróleo; sugeriu uma maneira de aproximar os cálculos das medidas de dependência obtidas a partir das cópulas não paramétricas; construiu intervalos de valores para essas medidas; aplicou um teste de igualdade entre cópulas para a análise do mercado de commodities alimentares e do petróleo. Contudo, aprofundar o estudo de aproximações das medidas de dependência a partir de resultados de cópulas não paramétricas ainda é necessário.

Por fim, no terceiro ensaio, avaliamos a relação entre o retorno e a volatilidade de um fundo representativo do mercado de petróleo e seu respectivo índice de volatilidade esperada. Utilizamos os modelos dos trabalhos de Low (2004), Flemming et al. (1995) e Hibbert et al. (2008), com algumas adaptações. Além disso, verificamos a não linearidade e a assimetria dessa relação por métodos de mínimos quadrados ordinários e regressões quantílicas paramétricas e não paramétricas.

Diferentes pontos foram explorados a partir dos métodos apresentados. O primeiro, foi que todos os modelos estimados por MQO indicaram aumentos da volatilidade com a diminuição dos retornos, corroborando com a proposição de Black (1976) e Cristie (1982). Ao empregarmos as técnicas de regressão quantílica, encontramos evidências de que especificar a relação retorno-volatilidade com equações lineares pode não ser a forma mais adequada para todos os quantis de volatilidade, especialmente para os mais elevados. Além disso, os resultados para amostras de retornos negativos e positivos sugerem diferenças no comportamento da volatilidade, com resultados mais pronunciados para os negativos.

A não linearidade e a assimetria dessa relação também foram confirmadas quando utilizamos o método não paramétrico, *constrained B-splines smoothing*, baseado no trabalho de Koenker et al. (1994), apresentado em Laurini (2007). Ao tentarmos associar essa relação a uma forma, a que pareceu mais representativa para os quantis extremos de volatilidade foi a de “S” inclinado. De modo mais pontual, um “U” nos retornos negativos e um “U” invertido para retornos positivos, para os quantis 0.05, 0.90 e 0.95.

Esse ensaio contribuiu com resultados sobre aspectos relacionados a assimetria e a não linearidade do retorno-volatilidade dos fundos de petróleo (USO), ainda pouco explorados na literatura. Outra contribuição, foi a utilização de um método flexível para a análise, ainda não utilizado para esse tema específico, a modelagem quantílica não paramétrica *constrained B-splines smoothing*. Com seu uso, foi possível verificar que uma única formulação paramétrica para diferentes quantis pode não ser o mais adequado para representar a relação retorno-volatilidade do petróleo.

REFERÊNCIAS

- BAES, J. Oil spills on other commodities. *Resources Policy*, v. 32, n. 3, p. 126-134, Jul. 2007.
- BASU, S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, v. 24, n. 1, p. 3-37, Dec. 1997.
- BEAVER, W.; LAMBERT, R.; MORSE, D. The information content of security prices. *Journal of Accounting and Economics*, v. 2, n. 1, p. 3-28, Mar. 1980.
- BLACK, F. *Studies of stock price volatility changes*. Proceedings of the 1976 meetings of the business and economic statistics section. 177-191. In: American Statistical Association, business and economic statistics section, p. 177-81, 1976.
- CAMPBELL, J. Y.; HENTSCHEL, L. No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns. *Journal of Financial Economics*, v. 31, n. 3, p. 281-318, Jun. 1992.
- CHANG, T. H.; SU, H. M. The substitutive effect of biofuels on fossil fuels in the lower and higher crude oil price periods. *Energy*, v. 35, n. 7, p. 2807-2813, Jul. 2010.
- CHRISTIE, A. A. 1982. The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects. *Journal of Financial Economics*, v. 10, n. 4, 407-432, Dez. 1982.
- DAIGLER, R. T.; HIBBERT, A. M.; PAVLOVA, I. Examining the return-volatility relation for foreign exchange: evidence from the euro VIX. *Journal of Futures Markets*, v. 34, n. 1, p. 74-92, 2014.
- DOWA, A.; ELGAMMI, A. M.; ELHATAB, A.; MUTAT, H. A. Main Worldwide Cultural Obstacles on Adopting International Financial Reporting Standards (IFRS). *International Journal of Economics and Finance*, v. 9, n. 2, p. 172-179, Jan. 2017.
- FERMANIAN, J.; SCAILLET, O. *Nonparametric estimation of copulas for time series*. FAME, International Center for Financial Asset Management and Engineering, 2012..
- FLEMING, J.; OSTDIEK, B.; WHALEY, R. E. Predicting stock market volatility: A new measure. *Journal of Futures Markets*, v. 15, p. 265-302, Maio. 1995.
- FRENCH, K. R.; SCHWERT, G. W.; STAMBAUGH, R. F. Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, v. 19, n. 1, p. 3-29, Set. 1987.
- GILBERT, C. L. How to understand high food prices. *Journal of Agricultural Economics*, v. 61, n. 2, p. 398-425, Abr. 2010.
- HAIL, L.; LEUZ, C.; WYSOCKI, P. Global accounting convergence and the potential adoption of IFRS by the U.S. (part II). *Accounting Horizons*, v. 24, n. 4, p. 567-588, Dez. 2010.

HIBBERT, A.; DAIGLER, R.; DUPOYET, B. A behavioral explanation for the negative asymmetric return-volatility relation. *Journal of Banking and Finance*, v. 32, n. 10, p. 2254–2266, Out. 2008.

IATRIDIS, G. (2010). International Financial Reporting Standards and the quality of financial statement information. *International Review of Financial Analysis*, v. 19, n. 3, p. 193–204, Jun. 2010.

KHANDKER, S. R.; KOOLWAL, G. B.; SAMAD, H. A. *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices*. Washington: World Bank Publications, 2010.

KOENKER, R.; NG, P.; PORTONROY, S. Quantile smoothing splines. *Biometrika*, v. 81, n. 4, p. 673-680, Dez. 1994.

LAURINI, M. A note on the use of quantile regression in beta convergence analysis. *Economics Bulletin*, v. 3, n. 52, p. 1-8, Out. 2007.

LIMA, J. B. N. *A relevância da informação contábil e o processo de Convergência para as Normas IFRS no Brasil*. São Paulo. Tese de doutorado, Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, Brasil, 2010.

LOMBARDI, M. J.; OSBAT, C.; SCHNATZ, B. Global commodity cycles and linkages: a FAVAR approach. *Empirical Economics*, v. 43, n. 2, p. 651-670, Out. 2012.

LOW, C. The fear and exuberance from implied volatility of S&P 100 index options. *Journal of Business*, v. 77, n.3, p. 527–546, Jul. 2004.

MITCHELL, D. *A note on rising food prices*. Policy Research Working Paper No. 4682. Washington, DC: The World Bank, 2008.

NAZLIOGLU, S.; SOYTAS, U. World oil prices and agricultural commodity prices: evidence from an emerging market. *Energy Economics*, v. 33, n. 3, p. 488-496, Maio. 2011.

OHLSON, J. A. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary accounting research*, v. 11, n. 2, p. 661-687, 1995.

OLFA, B. J.; HAMADI, M. The Impact of the IAS/IFRS Adoption on the Predictive Quality of Discretionary Accruals: A Comparison between the French and the British Context. *International Journal of Economics and Finance*, v. 7, n. 6, p. 208-231, Maio. 2015.

REMILLARD, B.; SCAILLET, O. Testing for equality between two copulas. *Journal of Multivariate Analysis*, v. 100, n. 3, p. 377-386, Mar. 2009.

ROSEGRANT, M. W.; ZHU, T.; MSANGI, S.; SULSER, T. Global scenarios for biofuels: impacts and implications. *Applied Economic Perspectives and Policy*, v. 30, n. 3, p. 495-505, Out. 2008.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, v. 70, n. 1, p. 41-55, Abr. 1983.

SODERSTROM, N. S.; SUN, K. J. IFRS adoption and accounting quality: a review. *European Accounting Review*, v. 16, n. 4, p. 675-702, 2007.

TENDELOO, B. V.; VANSTRAELEN, A. Earnings management under German GAAP versus IFRS. *European Accounting Review*, v. 14, n. 1, p. 155-180, 2005.

YANG, J.; QIU, H.; HUANG, J.; ROZELLE, S. Fighting global food price rises in the developing world: the response of China and its effect on domestic and world markets. *Agricultural Economics*, v. 39, n. s1, p. 453-464, Nov. 2008.

ZHANG, Z.; LOHR, L.; ESCALANTE, C.; WETZSTEIN, M. Food versus fuel: What do prices tell us? *Energy Policy*, v. 38, n. 1, p. 445-451, Jan. 2010.