



UNIFACS

UNIVERSIDADE SALVADOR

LAUREATE INTERNATIONAL UNIVERSITIES

**UNIFACS UNIVERSIDADE SALVADOR
MESTRADO EM ADMINISTRAÇÃO**

PEDRO TORREÃO ESPINHEIRA

**DEPENDÊNCIA EXTREMA ENTRE OS PREÇOS DE PETRÓLEO E DOS
ALIMENTOS: CONTRIBUIÇÕES À ANÁLISE DAS ESTIMAÇÕES DOS MODELOS
MARGINAIS E MODELOS CÓPULA**

Salvador
2016

PEDRO TORREÃO ESPINHEIRA

**DEPENDÊNCIA EXTREMA ENTRE OS PREÇOS DE PETRÓLEO E DOS
ALIMENTOS: CONTRIBUIÇÕES À ANÁLISE DAS ESTIMAÇÕES DOS MODELOS
MARGINAIS E MODELOS CÓPULA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração (PPGA) da UNIFACS Universidade Salvador, Laureate International Universities como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Administração.

Orientador: Prof. Dr. Miguel Angel Rivera Castro.

Salvador
2016

Ficha Catalográfica elaborada pelo Sistema de Bibliotecas da UNIFACS
Universidade Salvador, Laureate International Universities

Espinheira, Pedro Torreão

Dependência extrema entre os preços de petróleo e dos alimentos: contribuições à análise das estimações dos modelos marginais e modelos cópula./ Pedro Torreão Espinheira. – Salvador: UNIFACS, 2016.

50 f. : il.

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado em Administração, UNIFACS Universidade Salvador, Laureate International Universities, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Miguel Angel Rivera Castro.

1. Petróleo. 2. Commodities. I. Castro, Miguel Angel Rivera Castro, orient. II. Título.

CDD: 547.83

PEDRO TORREÃO ESPINHEIRA

DEPENDÊNCIA EXTREMA ENTRE OS PREÇOS DE PETRÓLEO E DOS
ALIMENTOS: CONTRIBUIÇÕES À ANÁLISE DAS ESTIMAÇÕES DOS MODELOS
MARGINAIS E MODELOS CÓPULA

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Administração da UNIFACS Universidade Salvador, Laureate International Universities como requisito para obtenção do título de Mestre, à seguinte banca examinadora:

Miguel Angel Rivera Castro - Orientador _____
Doutor em Energia e Meio Ambiente pela Universidade Federal da Bahia (UFBA) e
Doutor em Economia pela Universidade de Santiago de Compostela, USC, Espanha
Unifacs Universidade Salvador, Laureate International Universities

Lindomar Pinto da Silva _____
Doutor em Administração pela Universidade Federal da Bahia (UFBA)
UNIFACS Universidade Salvador, Laureate International Universities

Gervásio Ferreira dos Santos _____
Doutor em Economia pela Universidade de São Paulo (FEA/USP)
Universidade Federal da Bahia (UFBA)

Salvador, de de 2016.

RESUMO

Este trabalho tem por objetivo analisar a interdependência dos movimentos extremos entre os preços do petróleo e dos alimentos, utilizando a medida de transmissão do risco chamada *CoVaR*, através da análise de estimações dos modelos marginais e modelos cópulas. A análise considera cada uma das *commodities* agrícolas estudadas, observando como as variações no preço do petróleo influenciam na produção e no preço dessas *commodities*. O ponto de partida é a hipótese da existência de correlação entre as séries, e que a flutuação no preço do petróleo está associada à flutuação no preço dos alimentos. Os resultados mostraram que a tendência no preço de três dos seis produtos estudados é influenciada de maneira significativa pela tendência no preço do petróleo. Por esse motivo, é fundamental a análise das consequências das variações nesses preços por parte de investidores e produtores agrícolas. O fato de que algumas *commodities* terem sido fortemente afetadas pelo efeito transbordamento de choques extremos negativos do petróleo, enquanto outras não o foram devem ser objeto de estudos mais aprofundados, assim como os impactos de altas extremas do petróleo nas *commodities* agrícolas. Também sugerimos a realização de estudos similares sobre as *commodities* agrícolas com produção regional, especificamente nos mercados do Estado da Bahia. O presente estudo caracterizou o comovimento entre o petróleo e os preços das *commodities* usando funções cópula, obtendo-se os impactos extremos do preço do petróleo sobre os movimentos no preço das *commodities* para o período de 17 de março de 2006 a 11 de março de 2016. A amostra foi limitada aos preços semanais de petróleo WTI e a seis *commodities* do Brasil: açúcar, arroz, boi, café, milho e soja. Os resultados evidenciaram forte acoplamento do preço do petróleo e das *commodities* café, milho e soja, e para as restantes os impactos foram insignificantes.

Palavras-Chaves: Petróleo. Commodities. Interdependência. Valor em Risco. CoVar.

ABSTRACT

The present paper has the purpose of analyzing the interdependence of extreme movements in the oil and food prices, using the risk transmission measure called CoVaR, by means of the estimate analysis of the marginal models and copula models. The analysis considers each of the agriculture commodities studied, observing how the oil price variations influence the production and price of these commodities. The starting point is the hypothesis of the existence of correlation among the series, and that the oil price fluctuation is associated to the food price fluctuation. The results demonstrate that the price trends of three among the six products studied are significantly influenced by the oil price trend. For this reason, the analysis of the consequences of the variations in these prices by the agricultural investors and producers is of fundamental importance. The reasons that some commodities were tightly affected by the spillover effect of extreme oil shocks, while others were not, should be the subject of further studies, as well as the impacts of extreme oil peaks on agriculture commodities. We also suggest similar studies on regional agriculture commodities, specifically in the markets of the State of Bahia. The study characterized the co-movement between oil and the prices of commodities using the copula function, obtaining the extreme impacts oil price oil on the movements in the prices of commodities for the period of March 17, 2006 to March 11, 2016. The sample was limited to the WTI weekly oil prices and the six Brazilian commodities: Sugar, Rice, Beef, Coffee, Corn and Soybean. The results evidenced strong price coupling between oil and the commodities: Coffee, Corn and Soybeans, and for the remaining items the impacts were insignificant.

Keywords: Oil. Commodities. Interdependence. Risk Value. CoVaR.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Modelo de Análise.....	26
Figura 2 – Gráficos das séries temporais dos preços	36
Figura 3 – Gráficos das séries temporais para os valores do <i>VaR</i> e do <i>CoVaR</i>	44

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Especificação cópula.....	34
Tabela 2 – Estatísticas descritivas	35
Tabela 3 – Estimativa de máxima verossimilhança.....	39
Tabela 4 – Estimativa do modelo de cópula bivariada: estimativa dos	41
parâmetros para cópula invariante no tempo	41
Tabela 5 – Estimativa do modelo de cópula bivariada: estimativa dos	42
parâmetros para cópula variante no tempo.....	42
Tabela 6 – Estatísticas descritivas para o <i>VaR</i> e o <i>CoVaR</i>	43

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2 REVISÃO DA LITERATURA	13
2.1 EVOLUÇÃO DOS PREÇOS DAS COMMODITIES AGRÍCOLAS E DO PETRÓLEO.....	13
2.2 COMMODITIES AGRÍCOLAS ENERGÉTICAS	17
2.3 COMPETIÇÃO E CORRELAÇÃO ENTRE COMMODITIES AGRÍCOLAS, COMMODITIES AGRÍCOLAS ENERGÉTICAS E ENERGIA FÓSSIL	19
2.4 TENDÊNCIAS, PERSPECTIVAS E DESAFIOS	22
3 METODOLOGIA	26
3.1 DEFINIÇÃO DO <i>VaR</i> E DO <i>CoVaR</i>	27
3.2 MODELOS MARGINAIS	30
4 DADOS	35
5 RESULTADOS EMPÍRICOS	38
5.2 RESULTADOS DO <i>VaR</i> E DO <i>CoVaR</i>	43
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	46
REFERÊNCIAS	48

1 INTRODUÇÃO

Diversos estudos, como o de Brandão e Alves (2013), têm analisado a relação entre o preço do petróleo e os preços dos alimentos, alguns documentando estatisticamente a relação entre preços internacionais de produtos agrícolas e o preço internacional do petróleo, usando diferentes técnicas econométricas.

No entanto, pouco se sabe sobre como os preços do petróleo impactam os preços dos alimentos e como estes se relacionam. Este estudo pretende preencher esta lacuna, examinando a interdependência dos movimentos extremos dos preços de petróleo/alimentos, utilizando a medida de transmissão do risco chamada *CoVaR*. Esta abordagem é motivada pelo fato de que é possível quantificar o efeito de uma situação de risco de um determinado ativo financeiro sobre o Valor em Risco (*VaR*) do um outro ativo financeiro.

Além disso, sabemos que aumentos de preços têm impactos elevados sobre os consumidores e, em muitos casos, podem até impedir o acesso de determinados grupos econômicos a esses produtos. Para o Brasil eles têm importância especial na determinação de políticas públicas para a segurança alimentar. Este trabalho tem por objetivo documentar, usando *CoVaR* com análise de estimções dos modelos marginais e modelos cópula, a relação entre preços nacionais de produtos agrícolas e o preço internacional do petróleo.

Historicamente, temos observado uma redução consistente no preço médio das *commodities* agrícolas. Durante esse período, a relevante alta dos preços agrícolas, verificada no início da década de 1970, coincide com a primeira elevação expressiva do preço do petróleo. A partir do início século XXI, os preços agrícolas mudaram seu comportamento e estão aumentando de maneira sistemática. A análise considera separadamente cada uma das *commodities* agrícolas, observando como as variações no preço do petróleo influenciam na produção e no preço das *commodities*.

Recentemente, o interesse na relação do preço do petróleo e dos alimentos voltou à tona, atraindo a atenção de produtores, investidores, pesquisadores, formuladores de políticas públicas, imprensa e também da sociedade civil, uma vez que picos nos preços dos alimentos tendem a provocar perda significativa de bem-estar para os mais pobres, pois grande parte de sua renda é comprometida com aquisição de alimentos.

Esse quadro chama atenção para o efeito que o preço do petróleo possa ter sobre os custos e, por consequência, sobre a oferta dos alimentos. Grande parte das análises recentes sobre o comportamento dos preços agrícolas tem ressaltado componentes de demanda, tais como crescimento da população, urbanização e a produção de biocombustíveis. Nossa análise empírica se empenha em responder a duas perguntas: existe dependência extrema entre os preços do petróleo e dos alimentos? Em caso afirmativo, como os movimentos extremos dos preços do petróleo impactam os preços dos alimentos?

Neste trabalho, levantamos a hipótese da existência de correlação entre as séries, e que a flutuação no preço do petróleo está associada à flutuação no preço dos alimentos. Os resultados esperados podem mostrar que a tendência no preço desses produtos é influenciada de maneira significativa pela tendência no preço do petróleo. Nesse caso, os produtores e investidores devem estar atentos a possíveis variações drásticas no preço do petróleo e nos impactos aplicados aos preços das *commodities* agrícolas.

O trabalho chama atenção para o fato de que o conhecimento do mercado de petróleo é importante para todos aqueles que, de alguma forma, se interessam pelos preços dos produtos agrícolas e pelas consequências das variações nesses preços. Essa metodologia é capaz de capturar possíveis efeitos *spillover* entre ativos a partir da informação do Valor-em-Risco de um ativo, condicionado ao fato de que outro ativo se encontra em uma situação de estresse financeiro.

Utilizando o *CoVaR* através de cópulas temos duas vantagens principais. Primeiro, as cópulas nos permitem modelar separadamente as marginais e a estrutura de dependência, oferecendo grande flexibilidade na modelagem das marginais. Essa flexibilidade é crucial para a obtenção do Valor-em-Risco e a modelagem da estrutura de dependência com diferentes características de dependência nas caudas, tais como a independência caudal e dependência caudal simétrica ou assimétrica, que é especialmente relevante para o cálculo da medida do *CoVaR*. Da mesma forma, as cópulas são úteis quando a função de distribuição conjunta não é elíptica, quando a medida tradicional de dependência dada pelo coeficiente de correlação linear é insuficiente para descrever a estrutura de dependência.

Além da principal preocupação deste estudo, que são as implicações sobre a variação do preço do petróleo nos preços dos alimentos, um aspecto adicional a

ressaltar são as consequências para a determinação de prioridades de pesquisa agropecuária, em especial em referência a biocombustíveis e a inovações poupadoras de terra que normalmente usam de forma intensiva insumos derivados do petróleo. Os resultados encontrados esperam contribuir para que produtores e investidores em produção agrícola possam contar com mais informações para tomar suas decisões com relação aos investimentos nessas *commodities*.

Inicialmente, devemos destacar que o Brasil é um grande produtor de petróleo, e que o preço deste está vinculado ao preço internacional *West Texas Intermediate* (WTI). Além disso, o país também é produtor e exportador de soja, e tornou-se exportador de milho nos últimos anos, sendo este o mais importante insumo na produção de carne de frangos, produto que tem participação expressiva na pauta brasileira de exportações. Por outro lado, mesmo com o consistente aumento na produção de trigo, o Brasil ainda importa grande parte do trigo consumido domesticamente. Da mesma forma, a produção de arroz vem crescendo, sendo quase totalmente voltada para atender ao consumo doméstico.

Já os biocombustíveis, derivados principalmente da cana-de-açúcar e da soja, representam um grande percentual dos investimentos nas plantações agrícolas no país, e concorrem diretamente com a produção de alimentos para a população. Em virtude do exposto, o estudo empírico está direcionado para a estrutura de dependência entre os preços do açúcar, arroz, boi, café, milho e soja com relação a variações extremas no preço do petróleo, e abrange o período de 17 de março de 2006 a 11 de março de 2016, cotados semanalmente. Os produtos acima foram considerados em razão da importância que têm no consumo de alimentos da população.

A dissertação é apresentada da seguinte forma: a seção 1, esta introdução, aborda a motivação, a problemática, que envolve o objetivo, o problema e a formulação das hipóteses, a relevância do estudo e a sua delimitação. A seção 2 apresenta um apanhado da revisão da literatura sobre os estudos que buscam relacionar petróleo com alimentos. Na seção 3 delinearemos a metodologia utilizada (*VaR* e *CoVaR*). Na seção 4 apresentaremos os dados utilizados para os cálculos na dissertação. Na seção 5 apresentaremos os resultados empíricos. Finalmente, a seção 6 traz as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

A revisão da literatura foi subdividida em quatro partes: análise da evolução dos preços das *commodities* agrícolas e do preço do petróleo; a expansão da produção de *commodities* agrícolas energéticas; a influência e concorrência entre as *commodities* agrícolas energéticas e o petróleo; e as tendências, perspectivas e desafios desses mercados.

2.1 EVOLUÇÃO DOS PREÇOS DAS COMMODITIES AGRÍCOLAS E DO PETRÓLEO

Dos meados do século passado até o início do presente século, observou-se uma redução consistente nos preços das *commodities* agrícolas. Entretanto, a partir do início do século XXI os preços agrícolas mudaram seu comportamento e estão aumentando de maneira sistemática, conforme Brandão e Alves (2013). Comparando a elevação pronunciada de preços agrícolas ocorrida no início da década de 1970, quando também ocorreu a primeira elevação expressiva do preço do petróleo, surgem questionamentos sobre a possível correlação entre os aumentos nos preços dos alimentos e o aumento nos preços do petróleo.

Diversas tentativas feitas para tratar essas questões com os dados existentes mostram-se insuficientes, mas entende-se que, a despeito das limitações, os resultados mostram que existe uma relação entre preços de *commodities* agrícolas e preço do petróleo.

Segundo Alves (2013), ao longo do século XX o preço dos combustíveis fósseis caiu e puxou para baixo o preço médio dos alimentos. Houve alguns momentos de inflação da energia e dos alimentos, como na década de 1970 (em razão da guerra do Yom Kippur) e início dos anos de 1980 (em razão da guerra Irã-Iraque). Contudo, no final da década de 1990 os preços das *commodities* fósseis estavam em seus níveis mais baixos do século. Mudanças significativas ocorreram com a virada do milênio, com flutuações de altas e baixas nos preços do petróleo, que subiram e puxaram para cima o preço dos alimentos. O ano de 2008 foi de aumento generalizado dos combustíveis fósseis e dos alimentos. A crise econômica de 2009 empurrou os preços para baixo. A retomada de 2010 e 2011 voltou a jogar os preços para cima.

Segundo Saad (2011), a conexão entre alimentos e o petróleo é sistêmica. Os preços dos alimentos e combustíveis subiram e caíram mais ou menos em paralelo nos últimos anos. A agricultura moderna utiliza derivados de petróleo e gás como combustível para máquinas e equipamentos agrícolas, para o transporte de outros insumos para a fazenda e para transportar a produção agrícola ao consumidor final. O petróleo é, também, muitas vezes, utilizado como insumo em produtos químicos agrícolas. O preço do petróleo aumenta a pressão, portanto, em todos estes aspectos dos sistemas de alimentação comercial.

Nassar (2008) afirma que os preços dos alimentos se transformaram em preocupação mundial. Altos preços são um problema para os importadores de alimentos, que estão entre os países mais pobres do mundo – e para o brasileiro também, se deixarem algum resíduo inflacionário por aqui. Até o diretor-gerente do Fundo Monetário Internacional (FMI) e o presidente do Banco Mundial revelaram, recentemente, suas preocupações sobre o tema. “Se quiser saber o que vai acontecer com os preços dos alimentos, siga os preços da energia”, afirma Nassar (2008, p. 1). Assim, existe a preocupação de que os preços elevados e voláteis do petróleo possam causar um aumento constante dos preços dos alimentos. Além disso, com o aumento dos preços do petróleo, também cresce a procura por biocombustíveis, que são combustíveis não fósseis líquidos capazes de substituir derivados de petróleo em motores de combustão existentes e veículos motorizados. Os biocombustíveis são, muitas vezes, feitos de milho e outros produtos agrícolas. Com o aumento da demanda por estes combustíveis alternativos, os preços das safras são forçados para cima, tornando os alimentos ainda menos acessíveis.

Serigati (2012) questiona quais são os principais fatores que influenciam a formação dos preços agrícolas. Os fundamentos do lado real da economia, isto é, variáveis associadas com as condições de oferta e demanda dessas *commodities*, ou as flutuações nos mercados financeiros, refletem, principalmente, estratégias especulativas? O que pode explicar este comportamento dos preços? Diversas hipóteses já foram apresentadas pelos economistas e analistas de mercado. Uma delas, afirma o autor, se deve ao desvio de fração significativa e crescente da produção norte-americana de milho para a produção de biocombustíveis, implicando em maiores preços do milho, maior competição entre milho e outros grãos por áreas cultiváveis e, por fim, aumento do preço da ração animal, um dos principais custos de produção nas cadeias de proteína animal. Outra hipótese do estudo de Serigati

(2012) é o constante aumento do preço do petróleo, que afeta tanto os custos de produção (principalmente fertilizantes), quanto frete e demais despesas associadas à logística da produção e distribuição dos alimentos.

O artigo da Wharton (2013), Universidade da Pennsylvania, destaca que os preços mais elevados da gasolina e do diesel encarecem os custos dos alimentos, em razão da utilização mais frequente do combustível, hoje, na agricultura extremamente mecanizada. O petróleo é também um componente essencial dos pesticidas e fertilizantes.

Lourenço (2011) indica que, recentemente, a alta dos preços dos alimentos em todo o mundo, resulta da conjugação de vários fatores. Em primeiro lugar, os problemas climáticos, registrados em 2010 em várias partes do mundo, que afetaram as safras de grãos e, por extensão, reduziram os estoques. Em segundo, a retomada da atividade econômica internacional após a profunda crise ocorrida entre 2008 e 2009. Em terceiro, o efeito China, país que passou a adquirir grandes volumes de soja nos últimos anos para alimentar a sua população emergente, compras essas que devem se estender também para o milho. E em quarto, a destinação de milho para produção de etanol nos Estados Unidos e também de parte dos óleos vegetais como matéria-prima básica para a fabricação de biocombustível no Brasil e na Europa.

Gottens (2015) registrou que a forte queda registrada desde 2014 no preço mundial do petróleo resultou numa queda de 2,8% do preço mundial dos alimentos, que atingiu o nível mais baixo em quatro anos, utilizando dados dos preços do Índice Global de Segurança Alimentar (GFSI), produzido pelo *Economist Intelligence Unit* (EIU) e patrocinado pela DuPont. Em consequência, foi ampliada a chamada “acessibilidade econômica” aos alimentos em cerca de 75% (79 dos 109) dos países presentes no índice entre setembro e novembro de 2014. De acordo com o GFSI, outros fatores que concorreram para essa melhora foram as produções recordes mundiais de milho, trigo e soja.

O suprimento e os estoques dos principais grãos estavam muito altos, o que tenderia a reduzir ainda mais o preço global em 2015. A queda de 60% no preço do petróleo bruto em julho daquele ano foi uma boa notícia para a segurança alimentar. Durante os últimos 25 anos, os preços dos alimentos e da energia seguiram próximos um do outro, então petróleo mais barato normalmente significa alimentos mais acessíveis. A Organização das Nações Unidas para a Agricultura e a

Alimentação (FAO) aponta que o preço mundial dos alimentos tem caído desde o final de agosto de 2014, quando atingiu o nível mais baixo em quatro anos (DUPONT, 2015). Os preços continuaram a diminuir, registrando nova baixa em novembro daquele ano.

De acordo com Mendes (2015), para o agronegócio, o primeiro impacto sentido em razão da crise nos preços do petróleo diz respeito ao peso sobre as *commodities* agrícolas. Como ativos mais sensíveis ao risco, os investidores acabam deixando esses mercados em busca de outros mais seguros e os preços acabam sentindo a pressão nas chamadas realizações de lucros. Ao contrário do que ocorreu em anos anteriores, quando um avanço ou recuo dos preços do petróleo era acompanhado pelo mesmo movimento das *commodities* agrícolas, nesta nova crise o mundo vive um fenômeno inverso.

A China, a maior e mais importante potência econômica importadora de alimentos, é também compradora de petróleo e, "gastando" menos com energia, cria uma possibilidade de um aumento ainda maior em sua demanda por alimentos, o que deve se repetir entre outros países, como a Índia, por exemplo. Afinal, paralelamente à crise nos preços do combustível, a nação asiática vê sua economia crescer cerca de 7% ao ano e, ao mesmo tempo, um crescimento de sua população. E essa população vem aumentando, expressivamente, seu consumo por comida de qualidade, principalmente proteína animal (MENDES, 2015).

Sitty (2013) afirma que o aumento do preço do petróleo é o maior contribuinte para o aumento dos preços dos alimentos. O Banco Mundial desenvolveu uma fórmula logarítmica para ajudar a determinar o impacto do preço do petróleo nos preços dos alimentos através de uma análise de regressão. O estudo analisou cinco produtos alimentares diferentes comercializados internacionalmente (milho, trigo, arroz, soja e óleo de palma) e analisou o impacto do preço do petróleo em cada um deles. Os pesquisadores usaram fórmulas estatísticas para determinar o impacto dos preços do petróleo, taxas de câmbio, taxas de juros, índice de estoque, PIB, e o preço das exportações de manufaturados em relação a cada um dos cinco produtos alimentares. Este método levou os pesquisadores do Banco Mundial a concluir que para todos os produtos estudados, o preço do petróleo teve o maior impacto no preço dos alimentos.

2.2 *COMMODITIES* AGRÍCOLAS ENERGÉTICAS

Outro elemento importante na análise em questão é a expansão da produção dos biocombustíveis, como estratégia dos planos de segurança energética. Essa tendência parece destinada a continuar, de acordo com Hazell e Pachauri (2006), de modo que países com interesse em diversificar seu fornecimento de energia nacional devem produzir biocombustíveis líquidos como parte de estratégia.

Blumenschein (2013) apresentou estudo em que o mercado do petróleo nesta década será marcado pela interação entre uma demanda crescente, movimentos incipientes e insuficientes de substituição e eficiência energética, um crescimento econômico ainda dependente do petróleo, e uma expansão de oferta incerta e concentrada no período pós 2015. Contudo, a estrutura produtiva do biocombustível, globalmente, não está dimensionada para atender a nova demanda gerada pelas metas e mandatos de consumo, e a sua expansão enfrenta limites físicos e geopolíticos, como a disponibilidade de terra adequada ao cultivo em países exportadores viáveis, com é o caso do Brasil, além da competição com a produção de alimentos.

Não se sabe se os biocombustíveis irão se converter no “aliado verde” buscado pela humanidade para reduzir a emissão de gases que provocam o “efeito estufa” e reduzir sua dependência de fontes energéticas não renováveis (petróleo e derivados). Talvez seja mais caro o remédio do que a enfermidade, caso fique provado que a indústria dos biocombustíveis pode agravar ainda mais o problema da fome, que atinge 15% da população mundial.

Conforme Taciro (2009), cresce o consenso de que biocombustível não é sempre igual. O impacto sobre o preço dos alimentos é bem diferente quando se considera o álcool combustível brasileiro, feito da cana, o etanol norte-americano, fabricado com milho, e o biodiesel europeu, feito de grãos como o trigo. Nessa disputa, nosso país está bem posicionado. Brasil e EUA concentram a produção de etanol. Os especialistas consideram que o etanol de cana, feito no Brasil, não ameaça a produção de alimentos. Já o etanol de milho exige que se desvie parte do cereal que iria para a mesa de milhões de pessoas, nos EUA e no México, onde o milho é a base da alimentação popular. Enquanto os grãos subiram com os combustíveis, o açúcar se comporta de maneira mais livre.

Izique (2008) afirma que um estudo realizado pelo Núcleo Interdisciplinar de Planejamento Estratégico (Nipe), da Universidade Estadual de Campinas (Unicamp), a pedido do Centro de Gestão e Estudos Estratégicos (CGEE), concluiu que o país poderá, até 2025, atingir um patamar de produção anual de 200 bilhões de litros de etanol, volume suficiente para abastecer algo entre 5% e 10% de toda a gasolina consumida no mundo, desde que multiplique por sete a área plantada de cana-de-açúcar. As regiões de expansão também já foram mapeadas: somam, ao todo, 42 milhões de hectares em 17 áreas nas regiões do norte do Tocantins, sul do Maranhão, Mato Grosso, Goiás e Triângulo Mineiro.

A expansão das lavouras de cana-de-açúcar não comprometerá, necessariamente, a produção brasileira de alimentos, segundo Brancolina Ferreira, pesquisadora da área de Desenvolvimento Rural do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). O país tem 152,5 milhões de hectares agricultáveis, pouco mais da metade plantada, e a cana ainda ocupa cerca de 6 milhões de hectares. "É possível conciliar a produção de alimentos com a de agrocombustíveis", reconhece Brancolina (IZIQUE, 2008).

Rosenthal (2011) afirma que muitos fatores ajudam a elevar o preço dos alimentos, incluindo problemas climáticos e altos preços do petróleo. "A situação é complexa. Por isso, é difícil fazer afirmações definitivas, como se os biocombustíveis são bons ou ruins [...] Mas o que é certo é que os biocombustíveis estão influenciando", disse Olivier Dubois, especialista em bioenergia da FAO, sediada em Roma (ROSENTHAL, 2011). Ainda segundo Rosenthal (2011), Dubois e outros especialistas em alimentação sugerem que os países deveriam revisar suas políticas para que as diretrizes de combustíveis possam ser suspensas quando estoques alimentares estiverem baixos ou os preços altos demais.

Com base nos estudos de Bini e Denardin (2013), haveria indicação da existência de cointegração entre as *commodities* agrícolas e o etanol, entretanto, o petróleo não apresentou coeficientes significativos na equação de cointegração com as *commodities* agrícolas. Os testes complementares realizados revelam causalidade de Granger entre os preços brasileiros e americanos de milho, etanol e soja. A relação revelou resposta de baixo impacto das variáveis em função de um choque no preço das demais *commodities*. Portanto, para o mercado brasileiro, os preços das *commodities* energéticas exercem impactos nos preços das *commodities* agrícolas, mas esses impactos são apenas marginais.

Luft e Gaffney Jr. (2009) afirmam que não é a indústria do etanol que irá aliviar a crise do preço dos alimentos, mas as próprias indústrias de alimentos. Mais cedo ou mais tarde a economia retomará seu ritmo e o preço do petróleo voltará a subir, podendo até superar picos históricos. Segundo eles, quando isso acontecer, os que são contrários ao etanol irão se agrupar novamente e recomeçar a campanha contra o uso do etanol como fonte de energia alternativa. Com relação ao uso energético do milho, observa-se que 40% da produção dos Estados Unidos são utilizadas na produção de etanol, percentual que tem crescido ao longo dos últimos anos. Em relação aos óleos vegetais, estima-se que cerca de 10% da produção mundial tenha a finalidade de produzir biodiesel. No Brasil a produção de biodiesel se dá, em sua maior parte, com óleo de soja – um produto de valor alimentar tão nobre quanto o milho – para a fabricação de biodiesel, misturado à proporção de 5% no óleo diesel comum. Segundo dados oficiais, mais de 10% da safra brasileira de soja têm essa destinação. Isso tudo faz com que as cotações dessas *commodities* se mantenham em níveis elevados, lembrando o “boom” de preços vividos até meados do segundo semestre de 2008, quando esses mesmos fatores fizeram grande pressão sobre as cotações.

2.3 COMPETIÇÃO E CORRELAÇÃO ENTRE *COMMODITIES* AGRÍCOLAS, *COMMODITIES* AGRÍCOLAS ENERGÉTICAS E ENERGIA FÓSSIL

O avanço da tecnologia em busca de fontes renováveis de energia traz desafios no seu bojo. Segundo Neto (2008), o que os entusiastas dos biocombustíveis não previram foram os questionamentos sobre o crescimento da produção de biocombustíveis *versus* a produção de alimentos. Até onde se pode produzir biocombustíveis sem afetar a produção de alimentos? É verdade que a humanidade está dividindo, hoje, parte de seu alimento com um grande concorrente, que é a indústria de biocombustíveis, e pela lei da oferta e procura, como a demanda por produtos que são usados tanto em biocombustíveis como em alimentos está em crescimento, os preços destes tendem a subir.

Os agricultores brasileiros, contagiados pela crescente demanda dos biocombustíveis, têm substituído suas culturas tradicionais pelas utilizadas na produção de biodiesel e etanol. O resultado imediato é a elevação dos preços dos alimentos. Boa parte da alimentação dos bovinos, suínos e aves é composta por

insumos utilizados na produção de biocombustíveis. Ou seja, poderia ficar mais caro alimentar estes animais. E este aumento nos custos geralmente é repassado aos consumidores, carnes e laticínios tendem a ficar mais caros. Os maiores produtores mundiais de biocombustíveis são os Estados Unidos, o Brasil e a União Europeia. No caso dos dois primeiros, a abundância de terras para a plantação de milho, cana-de-açúcar e soja ainda não significa uma ameaça para outras culturas de alimentos, mas no caso da União Europeia, que impôs uma taxa mínima de mistura de biocombustíveis à gasolina e tem muito pouco território disponível, o problema está sendo exportado para países pobres, onde ela compra vastas extensões de terras.

Ainda de acordo com Neto (2008), as consequências vão de conflitos regionais, desmatamentos em algumas regiões, deslocamento de povos e culturas tradicionais à substituição de plantações de alimentos que deveriam estar nas bocas das pessoas por monoculturas que acabam indo parar dentro de tanques de automóveis. Além disso, a transformação de alimentos em combustível está provocando altas de preços dos primeiros, tornando-os mais inacessíveis a uma parcela substancial da população mundial. No entanto, a produção de biocombustíveis por meio de diferentes fontes é necessária. Além de sua contribuição para uma atmosfera mais limpa, eles diminuem a dependência em relação aos países produtores de petróleo – uma *commodity* igualmente em alta.

Kahn (2009) sugere a desconstrução de alguns mitos a respeito do uso do Etanol, são eles: Mito 1 – O Brasil poderá ser responsabilizado pelo aumento dos preços dos alimentos no mundo; Mito 2 – O álcool é um combustível de extrema eficiência e capaz de substituir o petróleo com um possível espetacular aumento no preço do barril; Mito 3 – O álcool é um combustível ecológico e o planeta será favorecido por seu uso intensivo. Com relação ao Mito 1, o autor acredita que o argumento é exagerado, uma vez que o aumento dos alimentos decorre de uma série de fatores que independem do Brasil. Por outro lado, afirma que esta demanda crescente por alimentos é uma ótima oportunidade para que o país venha a se tornar o maior exportador de alimentos do mundo.

É possível visualizar o problema quando se projeta o avanço dos canaviais nos estados do Paraná, Mato Grosso, Goiás e Minas Gerais. É certo que o Brasil necessitará de organização e controle agrários mais eficientes do que os existentes na atualidade, com a finalidade de impedir que essa expansão prejudique a pecuária e culturas geradoras de grãos. Analisando o Mito 2, chega-se à conclusão que a

cana-de-açúcar não produz tanta energia quanto setores interessados parecem sugerir. Um hectare (10.000 m²), totalmente plantado, produz em média 7.000 litros de álcool. Levando em consideração que um carro movido a álcool consome, em média, 3.500 litros por ano, pode-se calcular que será necessário meio hectare para abastecê-lo. Para atender o consumo da frota de automóveis da cidade do Rio de Janeiro, estimada em 2,5 milhões de veículos, seriam necessários cerca de 1.200.000 hectares plantados de cana-de-açúcar.

Por fim, na análise do Mito 3, Kahn (2009) mostra não restar dúvida de que o álcool propriamente dito seja um combustível muito mais limpo do que os derivados do petróleo, entretanto, ao aprofundar-se a questão, este suposto ganho ecológico não se sustenta da mesma maneira. Em primeiro lugar, o álcool não elimina o consumo do óleo diesel, consideravelmente mais poluente do que a gasolina; muito pelo contrário: na realidade, ele indiretamente estimula este consumo, uma vez que o combustível é utilizado no transporte do álcool para os grandes centros. Além disso, não se pode ignorar também as queimadas realizadas antes da colheita, outra fonte expressiva de poluentes. Uma das conclusões possíveis, após todas as questões expostas, é de que o álcool seria ideal para metrópoles como São Paulo, onde a grande frota de veículos gera altos índices de emissão de carbonos. Já para uma cidade como Manaus, que por muito tempo poderá contar com as expressivas reservas de petróleo e gás de URUCU, o consumo de álcool não encontraria justificativa razoável.

De acordo com Mendonça (2012) os biocombustíveis produzidos hoje no mundo deverão ultrapassar 225 bilhões de litros em 2023, substituindo 6% da produção de combustíveis de fontes fósseis, como o petróleo, e gerando uma receita de US\$ 70 bilhões na próxima década. Menos dependência do petróleo significa menos poluição e danos ao ambiente, trazendo esperança de que, com emissões de gases de efeito estufa mais baixas, o planeta não chegue a um patamar perigoso de aquecimento e a mudanças perigosas e irreversíveis no clima. Muitos acreditaram que a utilização em maior volume do combustível produzido internamente, incluindo-se aí o gás natural, etanol e metanol (bem com o uso de carros elétricos), teria a finalidade de reduzir o uso do petróleo e, portanto, o seu preço, já que os preços do combustível caem à medida que o consumo diminui.

Entretanto, Nassar (2008) conclui que quando se investiga mais a fundo, identifica-se que as *commodities* agrícolas energéticas estão mais fortemente

conectadas aos preços do petróleo e, mais, observa-se que existe uma relação de causalidade entre eles. Ou seja, os preços do petróleo influenciam fortemente os preços das *commodities* agrícolas energéticas, entretanto, o mesmo não foi encontrado na via contrária – preços das *commodities agrícolas* determinando preços de petróleo.

2.4 TENDÊNCIAS, PERSPECTIVAS E DESAFIOS

Segundo Neto (2008), a complexidade do problema dificulta a definição de cenários plausíveis sobre preços de *commodities* agrícolas e correlações com o preço do petróleo, considerando principalmente outras variáveis que se agregam no contexto mundial, entretanto podem ser levantadas visões de diversos autores sobre tendências e desafios futuros.

É sabido que a cadeia de produção e distribuição de alimentos está invariavelmente ligada ao uso do petróleo, desde a produção de fertilizantes, até os equipamentos na exploração e transporte de alimentos para os consumidores. Logo, é plausível que haja correlações e até dependências na identificação de tendências e desafios entre ambos. Daí surgirem questionamentos sobre perdas de espaços para produção de alimentos em detrimento do cultivo para uso energético. Pesquisadores do *New England Complex Systems Institute* (NECSI) alertam para o surgimento de novas agitações sociais em escala global a partir do agravamento dos problemas da segurança alimentar e dos problemas gerados pelos eventos climáticos extremos (STARKE; ATHAYDE, 2013).

Três prioridades marcam a humanidade nesse início de século: alimento, ecologia e energia. É nesse quadro que se coloca a questão energética. O mundo vai percebendo que o modelo energético atual não atende à preservação do meio ambiente nem às necessidades vitais da humanidade. O petróleo é finito e extremamente poluente. Por isso, todo um esforço se desenvolve em busca de energias alternativas. Por outro lado, contratendências apontam para as possibilidades dos biocombustíveis agravarem a crise alimentar do mundo. A crise alimentar tem mostrado que a integração de dois setores, agricultura e energia, impensável há décadas, inaugura uma nova era de política alimentar e desenvolvimento sustentável. Pela primeira vez em décadas, os mercados agrícolas experimentam um aumento contínuo de preços, quebrando um declínio de longo

prazo que beneficiava consumidores em todo mundo, desde a chamada Revolução Verde, iniciada nos anos 1960. Não só os preços dos alimentos sobem, como ficam voláteis, seguindo a tendência dos combustíveis, e tornam-se imprevisíveis. No centro desta questão encontram-se cerca de 800 milhões de pessoas subnutridas, a maior parte delas em áreas rurais, que dependem da agricultura de subsistência como renda e vivem com menos de US\$ 1 por dia, de acordo com a FAO. Elas já se encontravam na faixa da insegurança alimentar, para onde estão sendo empurradas outras 2,5 bilhões, que vivem com US\$ 1 a US\$ 2 por dia (PARAGUASSU, 2014).

Fogaça (2014) alerta que, para evitar possíveis crises alimentares, os programas de produção de biocombustíveis devem estabelecer regras eficazes, que incentivem a agricultura e exijam que os produtores de matéria-prima para a produção de biocombustíveis também reservem uma área de cultivo desses vegetais destinada para a produção de alimentos. Também é necessário investimento em técnicas que aumentem a produção de alimentos e combatam fatores climáticos, como as secas, que diminuem a produção de alimentos e aumentam seus preços.

Frota (2008) apresentou uma série de dados da Unicamp, de diversas fontes diferentes, para demonstrar que o grande responsável pelo aumento dos preços dos alimentos é o crescimento da demanda internacional e não a diminuição da produção deles para suposta produção de biocombustíveis. Não foram somente os alimentos que subiram de preço, mas outras *commodities*, como o petróleo e o cobre, por exemplo. Segundo esse autor, não há relação direta entre a alta dos preços dos alimentos e o aumento da produção de etanol, porque não são somente os preços deles que têm tendência de alta. De acordo com os referidos dados da Unicamp, a saca da soja passou de US\$ 11,40 em 2000 para US\$ 28,70 em 2008; o trigo foi de US\$ 6,05 em 2000 para US\$ 17,36 em 2008; o arroz saltou de US\$ 7,25 em 2000 para US\$ 28,41 em 2008; e o milho pulou de US\$ 5,31 em 2000 e chegou a US\$ 14,18 em 2008. Todavia, outras *commodities* também registraram alta considerável. Caso do petróleo, cujo barril era vendido a US\$ 28 em 2000 e passou a ser negociado a US\$ 150 em 2008. O cobre era negociado a US\$ 1.813 em 2000 e em 2008 custa US\$ 8.018.

A possibilidade de acesso à renda gerou demanda maior para diversos produtos. E a demanda que cresce mais cedo e mais rápido é a demanda por alimentos. Isso resulta em alta dos preços desses produtos. No caso do milho, em

1980, o Brasil dedicava 12,1 milhões de hectares na cultura deste grão, área que passou a ser de 12,9 milhões em 2005. Já a soja era plantada em 8,6 hectares em 1980 e em 2005 passou a ser cultivada em 22,7 milhões. Em termos de produtividade os dois produtos registraram alta significativa. Em 1986 o país produzia 26,7 milhões de toneladas de milho e passou a produzir 42,5 milhões de toneladas em 2005. No caso da soja, a produção saltou de 17 milhões de toneladas em 1986 para 55 milhões de toneladas em 2005. No caso brasileiro, a produção de soja é crescente, portanto a alta no preço não pode ser relacionada com a substituição de área plantada por cana-de-açúcar, pelo contrário, o Brasil aumentou sua produtividade. Atualmente, o país dedica 237 milhões de hectares para pastagem, o que representa 81% de sua área utilizada para agropecuária. A soja ocupa a segunda posição, com 21 milhões de hectares (7%), e o milho em seguida com 12 milhões (4%). A cana-de-açúcar aparece em quarto lugar com 5,6 milhões de hectares, ou 2% do total. Todos os outros produtos somam 17 milhões, que representam 6% do total. A tendência aponta para crescente produção de grãos, que representam importantes ingressos de renda, inclusive para a balança comercial de importações e exportações. De igual modo a produção de petróleo tende a crescer, principalmente com o pré-sal e novos campos de exploração. Outras variáveis, entretanto, podem interferir na dinâmica do mercado, alterando expectativas e preços. A exploração do shale oil (óleo e gás de xisto) com tecnologias avançadas é uma delas; o quadro político-social do mundo no enfrentamento das crises mundiais é outra variável importante que poderá marcar fortemente os cenários de oferta e demanda de alimentos e de petróleo, deixando em aberto algumas lacunas e criando outras.

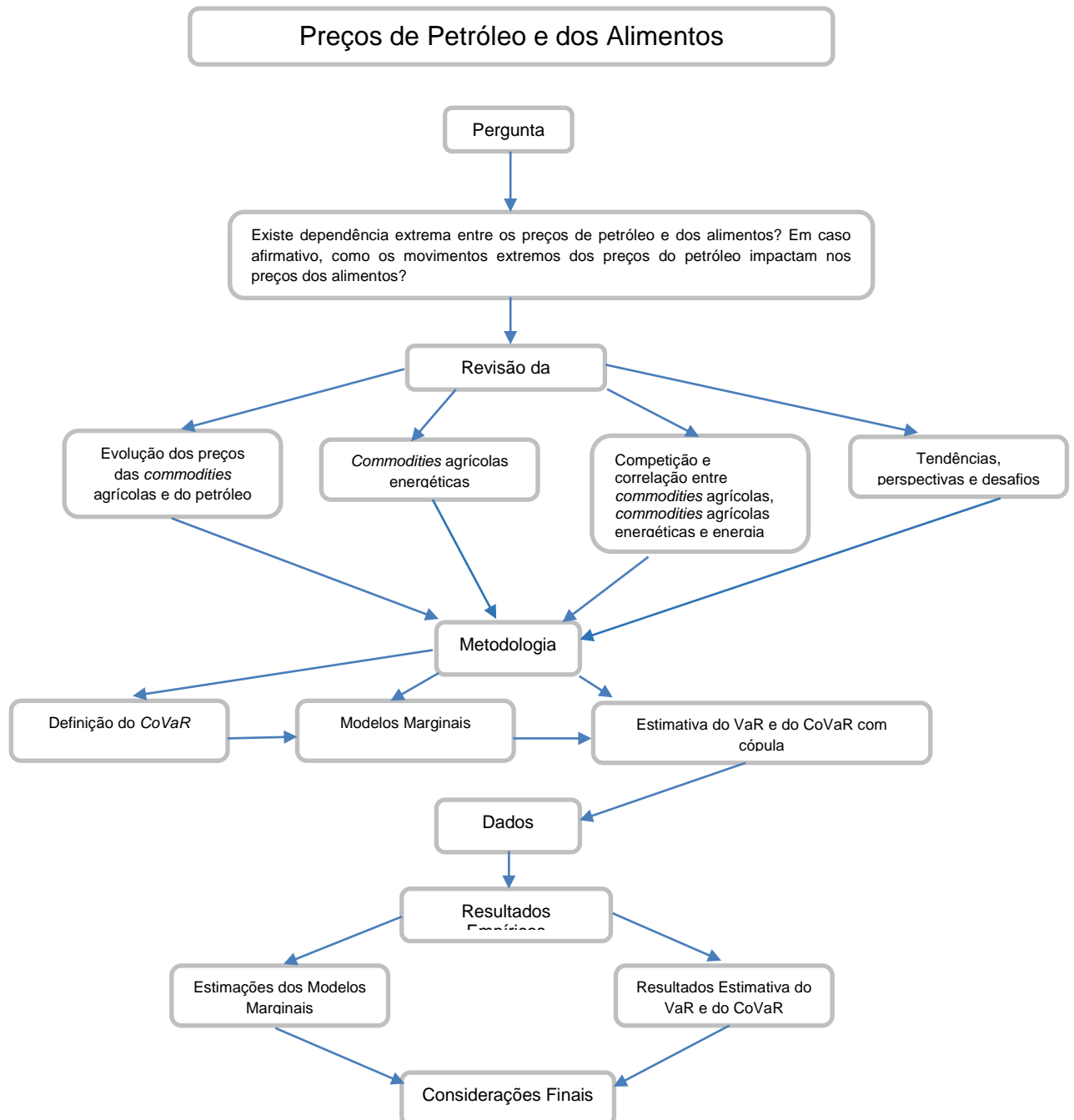
Em síntese, a literatura nos indica que o preço do petróleo exerce influência nos preços médios dos alimentos, ao tempo que lança o desafio para que produtores, governos e demais autoridades persigam o caminho do equilíbrio entre a segurança energética, a segurança alimentar e a preservação do meio ambiente. Os desafios, assim, configuraram-se também como crescentes, exigindo novos estudos e pesquisas que possam orientar corretamente os tomadores de decisão, tanto do setor público como do setor privado. Nesse contexto complexo, se delineiam alguns recortes que requerem ensaios técnicos que poderão contribuir como subsídios para o avanço tecnológico e a inovação científica. É com essa intenção que essa

investigação pretende contribuir, e, por meio de um modelo matemático, analisar evidências nas correlações dos preços das *commodities* agrícolas e do petróleo.

3 METODOLOGIA

Para quantificar o impacto entre preço das *commodities* no Brasil e o preço do petróleo para a nossa pesquisa, optamos por utilizar uma medida de transmissão do risco chamada *CoVaR* (*Conditional Value at Risk*). Essa medida quantifica o efeito de uma situação de risco de um determinado ativo financeiro (em nosso caso, o preço de petróleo) sobre o Valor em Risco (*VaR*) de outro ativo financeiro (*preços das commodities*).

Figura 1 – Modelo de análise



Fonte: Elaborado pelo autor desta dissertação (2016).

3.1 DEFINIÇÃO DO VAR E DO COVAR

O cálculo do Valor em Risco (ou VaR) é um método de se obter o valor esperado da máxima perda (ou pior perda) dentro de um horizonte de tempo com um intervalo de confiança. De acordo com Jorion (1997), o VaR deve ser visto como um procedimento necessário, mas não suficiente para o controle do risco. O VaR não deve ser utilizado como um gestor de riscos independente, mas sim controlado e limitado.

O primeiro passo para o cálculo do VaR é a escolha de dois fatores quantitativos: o horizonte de tempo da amostra e o intervalo de confiança (ou IC). O horizonte de tempo é definido de acordo com a natureza do ativo, e para o IC deve ser escolhido um valor alto que calcularia uma perda raramente excedida.

Para o cálculo do VaR de um ativo de ações, define-se W_0 como o valor inicial do ativo e R como a taxa de retorno. Ao final do horizonte de tempo escolhido, o valor do ativo será $W = W_0 (1+R)$, onde R tem média μ e volatilidade σ . Definindo o menor valor do ativo dentro do IC de nível c como $W^* = W_0 (1+R^*)$, o VaR é definido como a perda monetária com relação à média:

$$VaR \text{ (média)} = E W - W^* = -W_0 (R^* - \mu) \quad (3.1)$$

Caso o VaR seja definido em valores absolutos, ou seja, em relação a zero, será dado por:

$$VaR \text{ (zero)} = W_0 - W^* = -W_0 R^* \quad (3.2)$$

Em ambos os casos, encontrar o VaR é equivalente a identificar o valor mínimo W^* ou a taxa R^* . A partir da distribuição de probabilidade do ativo $f(w)$ e dentro de um IC de valor c , pretende-se achar a pior realização possível W^* tal que a probabilidade de exceder este valor é c :

$$c = \int_{W^*}^{+\infty} f(w) dw \quad (3.3)$$

ou tal que a probabilidade de um valor menor que W^* , $p = P(w \leq W^*)$, é $1-c$:

$$1 - c = \int_{W^*}^{+\infty} f(w) dw = \Pr(w \leq W^*) = p \quad (3.4)$$

O número W^* é chamado de quantil da amostra. Para o cálculo do *VaR* dos retornos de um ativo ou de uma carteira de ativos, assume-se que os retornos diários são identicamente e independentemente distribuídos.

Considerando que a distribuição de probabilidade dos retornos é Normal, o *VaR* pode ser calculado diretamente do seu desvio-padrão utilizando-se um fator multiplicativo que depende do IC. Esta abordagem é geralmente chamada de paramétrica, pois envolve a estimação de um parâmetro: o desvio-padrão. Logo, transformando a distribuição $f(w)$ pela distribuição Normal $\mathcal{O}(\epsilon)$, onde $\epsilon \sim N(0, 1)$, e associando R^* com o desvio-padrão da distribuição Normal $\tau > 0$:

$$-\tau = \frac{-|R^*| - \mu}{\sigma} \quad (3.5)$$

Isto equivale a:

$$1 - c = \int_{W^*}^{+\infty} f(w) dw = \int_{-\infty}^{-|R^*|} f(r) dr = \int_{-\infty}^{-\alpha} \mathcal{O}(\epsilon) d\epsilon = N(d) \quad (3.6)$$

Desse modo, achar o *VaR* equivale a achar o desvio τ tal que a área à sua esquerda seja igual a $1 - c$. Basta então consultar as tabelas da distribuição Normal e encontrar a variável de valor d .

Da equação 3.5 tem-se que:

$$R^* = -\tau\sigma + \mu \quad (3.7)$$

Substituindo em (3.1), encontra-se o *VaR* em torno da média para o intervalo de tempo Δt :

$$VaR(\text{m\u00e9dia}) = -W_0 (R^* - \mu) = W_0 \tau \sigma \sqrt{\Delta t} \quad (3.8)$$

O VaR \u00e9 simplesmente um m\u00faltiplo do desvio-padr\u00e3o da distribui\u00e7\u00e3o multiplicado por um fator de ajuste relacionado diretamente com o intervalo de confian\u00e7a.

J\u00e1 o $CoVaR$ de um ativo financeiro \u00e9 representado pelo quantil condicionado, pelo fato de que outro ativo financeiro est\u00e1 em uma situa\u00e7\u00e3o em risco ou em quantil extremamente baixo. Sendo X_t^1 o retorno do ativo 1 e X_t^2 o retorno do ativo 2, o $CoVaR$ da distribui\u00e7\u00e3o de retorno do ativo 1 \u00e9 dado por $\Pr(X_t^1 \leq VaR_{a,t}^1) = a$ e pode ser obtido como:

$$VaR_{\alpha,t}^1 = F_{X_t^1}^{-1}(\alpha) \quad (3.9)$$

onde $F_{X_t^1}^{-1}(a)$ \u00e9 a inversa da fun\u00e7\u00e3o de distribui\u00e7\u00e3o de X_t^1 . Em finan\u00e7as temos que α -quantil incondicional para baixo, o valor de α \u00e9 chamado Valor em Risco. Da mesma forma, para o ativo 2, utilizando a Equa\u00e7\u00e3o (3.9), obteremos o β -quantil para a inversa da fun\u00e7\u00e3o de distribui\u00e7\u00e3o de X_t^2 , $F_{X_t^2}^{-1}(b)$. Para determinar o $CoVaR$ do ativo 1 no tempo t para um dado β -quantil do ativo 2 pode ser definido formalmente como $\Pr(X_t^1 \leq CoVaR_{\alpha,\beta,t}^{1|2} \mid X_t^2 \leq VaR_{\beta,t}^2) = \alpha$ e pode ser calculado por:

$$CoVaR_{\alpha,\beta,t}^{1|2} = F_{X_t^1 \mid X_t^2 \leq VaR_{\beta,t}^2}^{-1}(\alpha) \quad (3.10)$$

onde $F_{X_t^1 \mid X_t^2 \leq VaR_{\beta,t}^2}^{-1}(\alpha)$ \u00e9 a inversa da fun\u00e7\u00e3o de distribui\u00e7\u00e3o de X_t^1 condicionada sobre o feito que $X_t^2 \leq VaR_{\beta,t}^2$. Nesta nossa metodologia determinamos, substancialmente, o quantil de uma distribui\u00e7\u00e3o condicional.

3.2 MODELOS MARGINAIS

Nós estimamos quantis incondicionais e condicionais para a distribuição dos retornos, como segue. Assumimos que X_t tem média variável no tempo (m_t) e variância, tais que:

$$X_t = \mu_t + \varepsilon_t, \quad (3.11)$$

onde $\mu_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^p \phi_j X_{t-j}^i + \sum_{h=1}^q \phi_h \varepsilon_{t-h}^i$ com ϕ_0, ϕ_j e ϕ_h denotam um parâmetro constante, um autorregressivo (AR) e um de médias móveis (MA), respectivamente, considerando que p e q são números inteiros não negativos. $\varepsilon_t = \sigma_t z_t$ é uma variável estocástica, com σ_t representando o desvio padrão condicional e z_t , uma variável estocástica com média zero e variância unitária. A variância de X_t é dada pela variação do e_t , que tem dinâmica assumida a ser dada por um modelo de heterocedasticidade condicional autorregressivo generalizado (GARCH) proposto por Bollerslev (1986) e Taylor (1986):

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega + \sum_{k=1}^r \beta_k \sigma_{i,t-k}^2 + \sum_{h=1}^m \alpha_h \varepsilon_{i,t-h}^2, \quad (3.12)$$

onde ω é uma constante; β e α são os parâmetros do GARCH e de heterocedasticidade condicional autorregressivo (ARCH), respectivamente. l captura o efeito assimétrico de tal maneira que um choque negativo tem mais impacto na variância do que um choque positivo desde que $l > 0$. Note-se que quando $l = 0$ temos um modelo GARCH. Além disso, a variável aleatória z_t tem média zero e variância unitária, assumindo uma distribuição de densidade *Student-t* (BOLLERSLEV, 1987) que permite capturar as caudas pesadas nos retornos da distribuição:

$$f(z_t; t) = \frac{\Gamma\left[\frac{1}{2}(v+1)\right]}{\pi^{\frac{1}{2}}\Gamma\left(\frac{1}{2}v\right)} \left[(v-2)\sigma_t^2\right]^{\frac{1}{2}} \left[1 + \frac{z_t^2}{(v-2)\sigma_t^2}\right]^{-\frac{1}{2}(v+1)}, \quad (3.13)$$

onde v é parâmetro dos graus de liberdade ($2 < v < \infty$).

3.3 ESTIMATIVA DO VaR E DO CoVaR COM CÓPULA

A partir da informação sobre a média e a variância de X_t , podemos calcular o VaR da distribuição do retorno como:

$$\text{VaR}_{\alpha,t}^1 = \mu_t + F_v^{-1}(\alpha)\sigma_t, \quad (3.14)$$

onde $F_v^{-1}(\alpha)$ denota o α -quantil incondicional de uma distribuição *Student-t* na Equação 3.9.

Para calcular o *CoVaR* da distribuição dos retornos, usamos funções cópula (JOE, 1997; NELSEN, 2006). Observe-se que $\Pr(X_t^1 \leq \text{CoVaR}_{\alpha,\beta,t}^{1|2} \mid X_t^2 \leq \text{VaR}_{\beta,t}^2) = \alpha$ pode ser escrita como:

$$\frac{F_{X_t^1, X_t^2}(\text{CoVaR}_{\alpha,\beta,t}^{1|2}, \text{VaR}_{\beta,t}^2)}{F_{X_t^2}(\text{VaR}_{\beta,t}^2)} = \alpha \quad (3.15)$$

Assim, os quantis condicionais para a distribuição dos retornos exigem informações sobre a função de distribuição conjunta de X_t^1 e X_t^2 , $F_{X_t^1, X_t^2}(\cdot)$. Tendo em conta que o teorema de Sklar (1959) nos permite expressar a função distribuição conjunta em termos de uma função cópula C , $C(F_X(x), F_Y(y)) = F_{XY}(x, y)$, onde a Equação (3.16) pode ser escrita como:

$$C_{X_t^1, X_t^2}\left(F_{X_t^1}\left(\text{CoVaR}_{a,b,t}^{1|2}\right), F_{X_t^2}\left(\text{VaR}_{a,t}^2\right)\right) = ab \quad (3.16)$$

Assim, podemos caracterizar os valores do *CoVaR* em termos de uma função cópula bivariada ou multivariada. Com a primeira caracterização, na Equação (3.17),

podemos calcular o $F_{X_t^1}(CoVaR_{a,b,t}^{1|2})$ invertendo a função cópula dados os valores de a e de $F_{X_t^2}(VaR_{b,t}^2) = b$ que denotamos como $\hat{F}_{X_t^1}(CoVaR_{a,b,t}^{1|2})^1$

Subsequentemente, invertendo-se a função de distribuição marginal de X_t^1 obteremos o valor do $CoVaR$ como:

$$CoVaR_{a,b,t}^{1|2} = F_{X_t^1}^{-1}\left(\hat{F}_{X_t^1}\left(CoVaR_{a,b,t}^{1|2}\right)\right), \quad (3.17)$$

Computando os quantis condicionais através das funções cópula temos várias vantagens. Em primeiro lugar, as cópulas oferecem flexibilidade, permitindo a modelagem separada das marginais e estruturas de dependência. Isto é crucialmente importante quando a dependência quantílica difere e quando a função de distribuição conjunta não é elíptica, ou quando os dados têm características especiais (tais como heterocedasticidade condicional). Em segundo lugar, a obtenção dos quantis condicionais das cópulas é computacionalmente fácil, já que só precisa de informações sobre a cópula, sobre a distribuição marginal dos retornos das ações de um ativo e sobre a probabilidade cumulativa do quantil de outro ativo.

Em nosso estudo empírico, foram utilizadas diferentes especificações de cópulas estáticas e dinâmicas, a fim de capturar diferentes características de dependência: nenhuma dependência caudal (Gaussian, Plackett e Frank), dependência caudal simétrica (Student-t) e dependência caudal assimétrica (Gumbel, Rotated Gumbel BB7 e BB1). Suas principais características são resumidas na Tabela 1. Além disso, capturamos a dependência cambiante no tempo, assumindo que os parâmetros das cópulas mudam ao longo do tempo. Para a cópula Gaussian e a Student-t, adotamos um processo de tipo ARMA(1,q) (PATTON, 2006) pelo parâmetro de dependência linear ρ_t :

¹ Note-se que a cópula bivariada relaciona dois argumentos $F_X(x)$ e $F_Y(y)$, através de uma função cópula. Uma vez que temos a forma específica dessa função cópula, o seu valor (dado por $\beta\alpha$) e o valor de $F_Y(y) = b$, temos uma equação com uma incógnita. Assim, podemos resolver esta equação para obter o valor de $F_X(x)$.

$$\rho_t = \Lambda \left(\psi_0 + \psi_1 \rho_{t-1} + \psi_2 \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q \Phi^{-1}(u_{t-i}) \cdot \Phi^{-1}(v_{t-i}) \right), \quad (3.18)$$

onde $\Lambda(x) = (1 - e^{-x})(1 + e^{-x})^{-1}$ é a transformação logística modificada que captura o valor de ρ_t entre $(-1, 1)$. Para a cópula Student-t, $\Phi^{-1}(x)$ é substituído de $t_v^{-1}(x)$. Além disso, consideramos a dependência variante ao longo do tempo para a cópula Gumbel e para a sua versão rotada, assumindo que os parâmetros são dados seguindo essa equação:

$$\delta_t = \bar{\omega} + \bar{\beta} \delta_{t-1} + \bar{\alpha} \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q |u_{t-i} - v_{t-i}|, \quad (3.19)$$

Usando a função de inferência para as marginais (JOE; XU, 1996), estimram primeiro os parâmetros dos modelos marginais usando máxima verossimilhança e, em seguida, estimou-se os parâmetros cópula por meio de observações pseudo-amostragem dado pela transformação de integrais de probabilidade dos resíduos padronizados das marginais. O número médio de defasagens nas equações e variância para cada série foi selecionado de acordo com os critérios funcionais de informação de Akaike (AIC), e os diferentes modelos cópula foram avaliados usando o AIC ajustado para viés de pequenas amostras, como em Breyman, Dias e Embrechts (2003) e Reboredo (2011).

Tabela 1 – Especificação cópula

Nome	Cópula	Parâmetro	Estrutura de dependência
Gaussian	$C_N(u, v; r) = f\left(f^{-1}(u), f^{-1}(v)\right)$	r	Nenhuma dependência caudal $l_U = l_L = 0$
Student-T	$C_{ST}(u, v; r, n) = T\left(t_n^{-1}(u), t_n^{-1}(v)\right)$	r, n	Dependência caudal simétrica $l_U = l_L = 2t_{n+1}\left(-\sqrt{n+1}\sqrt{1-r} / \sqrt{1+r}\right)$
Gumbel	$C_G(u, v; d) = \exp\left(-\left(\left(-\log(u)^d\right) + \left(-\log(v)^d\right)^{1/d}\right)\right)$	$d \geq 1$	Dependência caudal assimétrica $l_U = 2 - 2^{1/d}, l_L = 0$
Rotated Gumbel	$C_{RG}(u, v; d) = u + v - 1 + C_G(1-u, 1-v; d)$	$d \geq 1$	Dependência caudal assimétrica $l_U = 0, l_L = 2 - 2^{1/d}$
Plackett	$C_P(u, v; q) = \frac{1}{2(q-1)}\left(1 + (q-1)(u-v) - \sqrt{\left(1 + (q-1)(u-v)\right)^2 - 4q(q-1)uv}\right)$	$q \geq 0, q \neq 1$	Nenhuma dependência caudal $l_U = l_L = 0$
Frank	$C_F(u, v; q) = -\frac{1}{q} \log\left(1 + \left[\left(\exp^{-qu} - 1\right)\left(\exp^{-qv} - 1\right) / \left(\exp^{-q} - 1\right)\right]\right)$	$0 < q < \infty$	Nenhuma dependência caudal $l_U = l_L = 0$
BB1	$C_{BB1}(u, v; d, q) = \left\{ \left[\left(u^{-q} - 1\right)^d + \left(v^{-q} - 1\right)^d \right]^{1/d} + 1 \right\}$	$q > 0, d \geq 1$	Dependência caudal assimétrica $l_U = 2 - 2^{1/d}, l_L = 2^{-1/qd}$
BB7	$C_{BB7}(u, v; d, q) = 1 - \left(1 - \left[\left(1 - (1-u)^q\right)^{-d} + \left(1 - (1-v)^q\right)^{-d} - 1 \right]^{-1/d} \right)^{-1/q}$	$q \geq 1, d > 0$	Dependência caudal assimétrica $l_U = 2 - 2^{1/q}, l_L = 2^{-1/d}$

Fonte: Elaborada pelo autor desta dissertação (2016).

4 DADOS

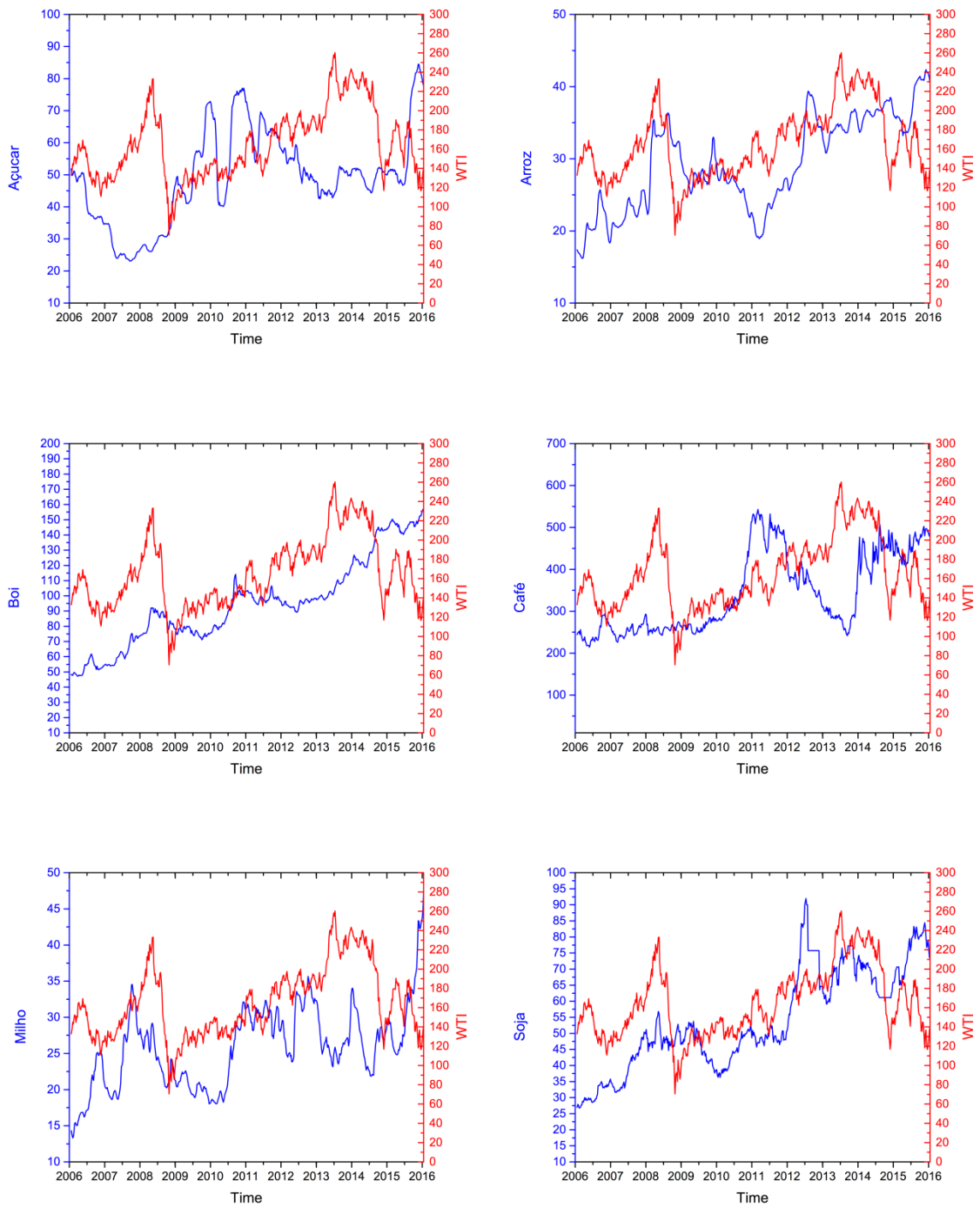
Neste trabalho, examinou-se empiricamente o impacto sistêmico do movimento extremo (cauda da esquerda) do preço do petróleo sobre o preço das *commodities* no Brasil, usando dados semanais para o período de 17 de março de 2006 a 11 de março de 2016, com um total de 522 observações. As *commodities* estudadas no Brasil foram: Açúcar, Arroz, Boi, Café, Milho e Soja, para os quais temos informações dos preços para toda a amostra. Também tomamos como informação o preço do petróleo WTI (*West Texas Intermediate*) expresso em reais. Os dados foram obtidos a partir do Centro de Estudos Avançado em Economia Aplicada (ESALQ/USP) e o preço do petróleo foi obtido em Bloomberg. Os retornos foram calculados numa base de composição contínua.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas

	Açúcar	Arroz	Boi	Café	Milho	Soja	WTI
Média	0.001	0.002	0.002	0.001	0.002	0.002	0.000
Máximo	0.024	0.018	0.015	0.033	0.028	0.029	0.048
Mínimo	-0.134	-0.049	-0.066	-0.208	-0.090	-0.175	-0.329
Desvio Padrão	0.105	0.117	0.081	0.155	0.172	0.097	0.251
Skewness	-0.249	1.154	0.106	-0.078	0.992	-1.066	-0.394
Kurtosis	9.015	8.098	6.235	7.757	6.758	8.464	9.596
J-B	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*
ARCH	381.950 [0.000]	295.622 [0.000]	137.284 [0.000]	163.934 [0.075]	12.726 [0.000]	75.101 [0.140]	250.881 [0.036]
Q(20)	234.320 [0.000]	195.348 [0.000]	77.179 [0.000]	106.541 [0.000]	11.650 [0.928]	70.465 [0.000]	146.054 [0.000]
Corr.	0.00	-0.03	0.03	0.10	0.04	0.11	

Fonte: Elaborada pelo autor desta dissertação (2016).

Figura 2 – Gráficos das séries temporais dos preços



Fonte: Elaborada pelo autor desta dissertação (2016).

A Figura 2 mostra os gráficos das séries temporais dos diferentes preços das *commodities* com o preço do petróleo WTI. Nos diferentes gráficos pode-se observar as diferentes evoluções temporais dos preços das *commodities* (traço azul) e do preço do petróleo (traço vermelho). A Tabela 2 mostra que os retornos têm características semelhantes; eles não apresentaram nenhuma tendência significativa, como também seus desvios-padrão foram maiores do que os retornos médios. Todos os ativos apresentaram volatilidade semelhante em termos de desvio padrão, enquanto os retornos do preço do petróleo têm mais volatilidade. Observamos caudas pesadas, o que evidencia que o coeficiente de Kurtosis fica acima de 3. Entretanto, o teste de Jarque-Bera rejeitou a hipótese nula de normalidade. O modelo estatístico autorregressivo, condicionalmente heterocedástico-Lagrange e multiplicador (ARCH-LM), e as estatísticas de Ljung-Box para retornos ao quadrado indicam que todas as séries apresentam efeitos ARCH, exceto para Café e Soja. Na última linha apresenta-se a correlação entre cada um dos ativos e o preço do petróleo.

5 RESULTADOS EMPÍRICOS

Nesta seção serão detalhadas as estimativas dos modelos marginais e modelos cópula, bem como os gráficos e as tabelas com os resultados dos *VaR* e *CoVar* das *commodities*.

5.1 ESTIMATIVAS DOS MODELOS MARGINAIS E MODELOS CÓPULA

Os resultados da estimativa para os modelos marginais são apresentados na Tabela 3 para todas as *commodities* e para o preço do petróleo. Consideramos diferentes combinações dos parâmetros p , q , r e m , para valores que variam de zero a uma defasagem máxima de quatro, selecionando o valor mais adequado de acordo com o critério de informação BIC e AIC. Podemos resumir as evidências sobre os modelos marginais como segue. Na Tabela 3, os retornos médios exibem dependência temporal para todas as séries, com exceção de Café e Soja, e a volatilidade de retorno é persistente nas diferentes *commodities*, com dinâmicas de volatilidade descritas pela especificação do modelo GARCH (1,1), exceto para o preço de petróleo, que apresenta um modelo GARCH (2,2). Os graus de liberdade estimados para a distribuição Student-t confirmam que as séries são não normais; de fato, todas as séries mostram que possuem caudas pesadas.

As últimas linhas da Tabela 3 retratam informações sobre a qualidade do ajuste dos nossos modelos marginais. As estatísticas Ljung-Box e ARCH indicaram que não existe autocorrelação e efeitos ARCH nos resíduos dos modelos marginais. Também testamos a hipótese nula em que os resíduos do modelo padronizado são uniformes (0,1), comparando a distribuição empírica e as funções de distribuição teóricas, utilizando os testes conhecidos como Kolmogorov-Smirnov (KS), Cramer-von Mises (C-VM) e Anderson-Darling (AD). Os p -valores destes testes estão descritos nas últimas três linhas da Tabela 3, e indicam que, para qualquer um dos modelos marginais, a especificação adequada da função de distribuição não poderia ser rejeitada ao nível de significância de 5%. No geral, nossos testes de qualidade de ajuste indicam que os modelos de distribuição marginais estão bem especificados.

Tabela 3 – Estimativa de máxima verossimilhança

	Açúcar	Arroz	Boi	Café	Milho	Soja	WTI
Media							
ϕ_0	0.000 (0.007)	0.001 (0.981)	0.002* (2.658)	0.000 (0.070)	-0.001 (-0.484)	0.003 (1.306)	0.002 (1.117)
ϕ_1	0.550* (9.986)	1.257* (9.207)			0.543* (16.335)		0.208* (3.503)
ϕ_2	0.079* (1.963)	-0.594* (-5.226)					-0.946* (-26.394)
ϕ_3		0.024* (1.963)					
ϕ_4		0.243* (4.714)					
θ_1			0.393* (7.786)				-0.233* (-3.168)
θ_2			0.182* (3.345)				0.915* (16.001)
Variância							
ω	0.000* (2.666)	0.000 (1.512)	0.000* (3.040)	0.000 (1.666)	0.000* (2.216)	0.000 (0.720)	0.000 (1.710)
α_1	0.340* (2.714)	0.260* (3.360)	0.251* (4.848)	0.190* (2.779)	0.219* (2.760)	0.206 (0.550)	0.042 (1.400)
α_2							0.127 (1.813)
β_1	0.370* (2.113)	0.000 (0.000)	0.676* (10.428)	0.702* (6.039)	0.406* (2.204)	0.771* (6.827)	0.182 (0.921)
β_2							0.555* (2.589)
Cauda	4.458* (5.816)	7.723* (3.226)	6.717* (4.217)	6.026* (3.808)	4.025* (5.926)	3.629* (2.498)	7.787* (3.263)
<i>LogLik</i>	1434.82	1658.38	1557.02	1099.37	1248.86	1180.63	913.20
LJ	24.855 [0.21]	16.278 [0.70]	20.052 [0.45]	22.056 [0.34]	22.431 [0.32]	23.984 [0.24]	18.305 [0.57]
LJ 2	13.054 [0.88]	12.353 [0.90]	13.400 [0.86]	20.978 [0.40]	3.586 [0.99]	15.587 [0.74]	18.425 [0.56]
ARCH	12.010 [0.92]	11.187 [0.94]	13.900 [0.84]	23.043 [0.29]	3.999 [0.99]	19.068 [0.52]	20.023 [0.46]
K-	[0.08]	[0.87]	[0.31]	[0.95]	[0.45]	[0.17]	[0.73]
C-vM	[0.13]	[0.75]	[0.29]	[0.77]	[0.41]	[0.19]	[0.66]
A-D	[0.08]	[0.89]	[0.31]	[0.92]	[0.47]	[0.17]	[0.77]

Fonte: Elaborada pelo autor desta dissertação (2016).

Notas: A tabela apresenta os coeficientes das estimativas da máxima verossimilhança (ML) e a estatística z (entre parênteses) para os parâmetros da distribuição marginal. *LogLik* é o valor de log-verossimilhança. *LJ* representa a estatística Ljung-Box para a correlação de série no modelo residual calculada com 20 defasagens. *LJ(2)* representa a estatística Ljung-Box para a correlação de série no modelo residual quadrado calculado com 20 defasagens. ARCH é o teste LM de Engle para o efeito ARCH nos resíduos até a ordem 20. *K-S*, da *CVM* e *A-D* denotar o Kolmogorov-Smirnov, Cramér-von-Mises e teste de Anderson-Darling para adequação do modelo de distribuição Student-T. Os *p*-valores (entre colchetes) abaixo de 0,05 indicam rejeição da hipótese nula.

Foram estimados diferentes modelos cópula (ver Tabela 1) na forma estática e dinâmica, tendo que aplicar a transformação integral dos resíduos padronizados (PITs) de cada um dos modelos marginais como observações pseudoamostrais para

a cópula. Nas Tabelas 4 e 5 apresentamos os resultados das cópulas bivariadas para cada *commodity* com o preço do petróleo. As estimativas para cópulas empíricas indicam dependência média positiva para Boi, Café e Milho, e dependência média negativa para Açúcar e Arroz.

De acordo com o teste de AIC, a dependência condicional foi caracterizada para diferentes tipologias de cópulas. Assim, a comparação de diferentes especificações das cópulas revela que a Student-t apresentou o melhor ajuste para Café, Soja e Milho, sendo que este último apresenta uma cópula Student-t dinâmica, o que fornece evidência em favor da dependência simétrica na cauda.

Para Açúcar e Arroz, que possuem como melhor cópula respectivamente a Gaussian e a Plackett, mostram independência nas caudas. Por último, o Boi ofereceu a melhor adaptação para uma cópula Rotated Gumbel, que mostra elevada dependência na cauda inferior. Obviamente, menor dependência nas caudas tem implicações para o tamanho do risco sistêmico, e que será considerado abaixo.

Tabela 4 – Estimativa do modelo de cópula bivariada: estimativa dos parâmetros para cópula invariante no tempo

	Açúcar	Arroz	Boi	Café	Milho	Soja
Gaussian copula						
ρ	-0.027 (0.02)	-0.051 (0.01)	0.023 (0.02)	0.113 (0.01)	0.063 (0.01)	0.101 (0.01)
AIC	1.633	0.626	1.746	-4.545	0.044	-3.261
Student-t copula						
ρ	-0.043 (0.05)	-0.078 (0.05)	0.026 (0.04)	0.162* (0.06)	0.094 (0.07)	0.156* (0.06)
ν	38.587 (111.07)	8.863 (5.04)	10.376* (2.70)	7.566* (2.02)	3.945* (1.04)	3.586* (0.95)
AIC	3.450	-0.197	1.690	-7.318	-10.152	-16.625
Gumbel copula						
δ	1.000* (0.05)	1.006* (0.03)	1.034* (0.04)	1.120* (0.04)	1.098* (0.05)	1.172* (0.05)
AIC	2.008	1.941	1.198	-7.053	-3.435	-10.177
Rotated Gumbel copula						
δ	1.000* (0.06)	1.000* (0.06)	1.030* (0.03)	1.109* (0.04)	1.092* (0.05)	1.129* (0.05)
AIC	2.008	2.008	0.816	-5.744	-2.582	-8.175
BB7 copula						
θ	1.018* (0.12)	1.028* (0.16)	1.055* (0.06)	1.113* (0.07)	1.126* (0.07)	1.197* (0.08)
δ	0.001 (0.95)	0.001 (0.96)	0.009 (0.06)	0.130 (0.08)	0.060 (0.08)	0.140 (0.08)
AIC	3.969	3.496	2.967	-5.919	-1.914	-9.880
Plackett copula						
θ	0.912* (0.16)	0.777* (0.13)	1.057* (0.17)	1.612* (0.26)	1.434* (0.28)	1.784* (0.34)
δ	1.716	-0.348	1.894	-6.356	-1.152	-6.187
AIC	0.001 (0.88)	0.001 (0.89)	0.001 (0.88)	0.079 (0.09)	0.019 (0.09)	0.067 (0.09)
θ	1.001 (0.54)	1.006* (0.18)	1.033* (0.35)	1.088* (0.05)	1.092* (0.05)	1.139* (0.07)
δ	4.050	3.991	3.216	-5.849	-1.469	-8.751
AIC	0.175	0.161	0.165	0.061	0.070	0.134

Fonte: Elaborada pelo autor desta dissertação (2016).

Tabela 5 – Estimativa do modelo de cópula bivariada: estimativa dos parâmetros para cópula variante no tempo

	Açúcar	Arroz	Boi	Café	Milho	Soja
TVP-Gaussian						
ψ_0	-0.116 (0.18)	-0.076 (0.12)	0.041 (0.10)	0.403 (0.29)	0.432* (0.21)	0.058 (0.07)
ψ_1	-0.619 (0.83)	0.604 (0.40)	0.089 (0.31)	-0.357 (0.53)	1.571* (0.41)	0.250 (0.19)
ψ_2	-0.207 (2.30)	0.170 (0.96)	0.737 (1.82)	-0.408 (1.60)	-1.300* (0.43)	1.642* (0.37)
AIC	4.579	1.124	5.651	-1.711	-5.518	-3.567
TVP-Student						
ψ_0	-0.108 (0.21)	-0.066 (0.10)	0.105 (0.21)	0.260 (0.29)	0.201 (0.15)	0.571* (0.27)
ψ_1	-0.337 (0.43)	0.168 (0.17)	-0.177 (0.22)	-0.141 (0.24)	0.607* (0.25)	-0.091 (0.18)
ψ_2	-1.114 (0.70)	0.900 (1.14)	-1.724* (0.34)	0.413 (1.69)	-0.179 (0.79)	-1.653* (0.50)
ν	13.523* (1.72)	11.132* (0.22)	11.615 (7.60)	7.857 (4.55)	4.896* (1.67)	3.584* (0.97)
AIC	7.271	2.724	4.698	-3.659	-15.450	-12.701
TVP-Gumbel						
$\bar{\omega}$	0.000 (1.00)	-0.767 (0.40)	-1.800 (0.93)	1.011 (1.24)	-0.008 (0.54)	-0.361 (0.78)
$\bar{\beta}$	0.000 (1.00)	1.107* (0.30)	1.132 (0.93)	-0.718 (1.13)	0.510 (0.40)	0.724 (0.60)
$\bar{\alpha}$	0.000 (1.00)	-0.728* (0.33)	1.452* (0.45)	0.465 (0.62)	-0.861 (0.51)	-0.284 (0.43)
AIC	6.046	1.376	2.051	-3.552	-4.344	-6.984
TVP-Rotated Gumbel						
$\bar{\omega}$	0.000 (1.00)	0.000 (1.00)	3.033* (0.57)	0.717 (1.00)	0.241 (1.93)	1.435* (0.56)
$\bar{\beta}$	0.000 (1.00)	0.000 (1.00)	-2.394* (0.73)	-0.554 (1.01)	0.155 (1.67)	-1.044* (0.43)
$\bar{\alpha}$	0.000 (1.00)	0.000 (1.00)	-1.289* (0.38)	0.721 (0.85)	-0.354 (0.58)	0.340 (0.66)
AIC	6.050	6.053	2.264	-2.730	0.892	-4.442
TVP-BB7						
$\bar{\omega}_\theta$	1.279 (1.13)	2.092* (0.70)	1.507* (0.69)	-0.313 (1.64)	1.920* (0.02)	1.924* (0.00)
$\bar{\beta}_\theta$	-1.897 (1.84)	-2.035* (0.68)	-1.897* (0.47)	0.454 (0.88)	-0.196* (0.06)	-0.385* (0.00)
$\bar{\alpha}_\theta$	-0.670* (0.31)	-1.159 (0.85)	-0.714 (0.60)	-0.131 (1.41)	-1.208* (0.04)	-1.012* (0.01)
$\bar{\omega}_\delta$	0.000 (0.24)	0.001 (0.10)	0.438 (0.54)	0.247 (0.64)	0.575* (0.17)	0.181 (0.35)
$\bar{\beta}_\delta$	0.000 (0.83)	-0.003 (0.37)	-0.875 (1.06)	-2.099 (1.57)	-0.598* (0.24)	0.941 (1.00)
$\bar{\alpha}_\delta$	0.003 (1.18)	0.757 (0.50)	-3.488 (4.38)	0.649 (0.35)	-2.026* (0.56)	-1.037 (0.54)
AIC	10.291	4.845	7.460	0.168	2.459	-8.562

Fonte: Elaborada pelo autor desta dissertação (2016).

Notas: A tabela mostra as estimativas da máxima verossimilhança (ML) para os diferentes modelos de cópula para WTI e a série indicada em cada coluna. Valores do erro padrão (entre parênteses) e os valores da AIC ajustados para viés pequena amostra são fornecidos para os diferentes modelos de cópula. Mínimo dos valores da informação de Akaike (AIC) (em negrito) indica o melhor ajuste de cópula. Um asterisco (*) indica significância no nível de 5%.

5.2 RESULTADOS DO VARE DO COVAR

Calculamos os valores *VaR* e *CoVaR* com nível de confiança de 95% ($\alpha = 0.05$, $b = 0.05$),² utilizando as funções de distribuição marginal univariadas e as melhores cópulas bivariadas, relatadas nas Tabelas 4 e 5. A Tabela 6 relata a estatística descritiva. Na primeira coluna são mostradas as médias para toda a amostra da estimativa do *VaR*, para cada um dos ativos. Os resultados do *VaR* apontam que os ativos que apresentam maior risco são o Café, com um valor em risco de -0.052, a Soja, com um valor de -0.044, e o Milho, com -0.039. Na segunda coluna apresenta-se as estimativas empírica dos valores do *CoVaR*, os quais nos indicam que os ativos com mais risco são a Soja, com um valor em risco de -0.128, o Café, com um valor de -0.095, e o Milho, com -0.073. Finalmente, na última coluna relatamos a diferença entre *CoVaR* e *VaR* que nos permite identificar os ativos que são mais/menos influenciados para os movimentos extremos do preço do petróleo. Os resultados nos indicam que quedas no preço do petróleo têm muita influência sobre os preços das seguintes *commodities*, em ordem de impacto: Soja, Café e Milho. Por outro lado, o preço do petróleo sobre as outras *commodities* tem um impacto quase nulo ou muito brando. A Figura 3 demonstra as dinâmicas e tamanhos dos valores do *VaR* e *CoVaR* durante o período de amostra. Os resultados são consistentes com os resultados descritos pela Tabela 5.

Tabela 6 – Estatísticas descritivas para o *VaR* e o *CoVaR*

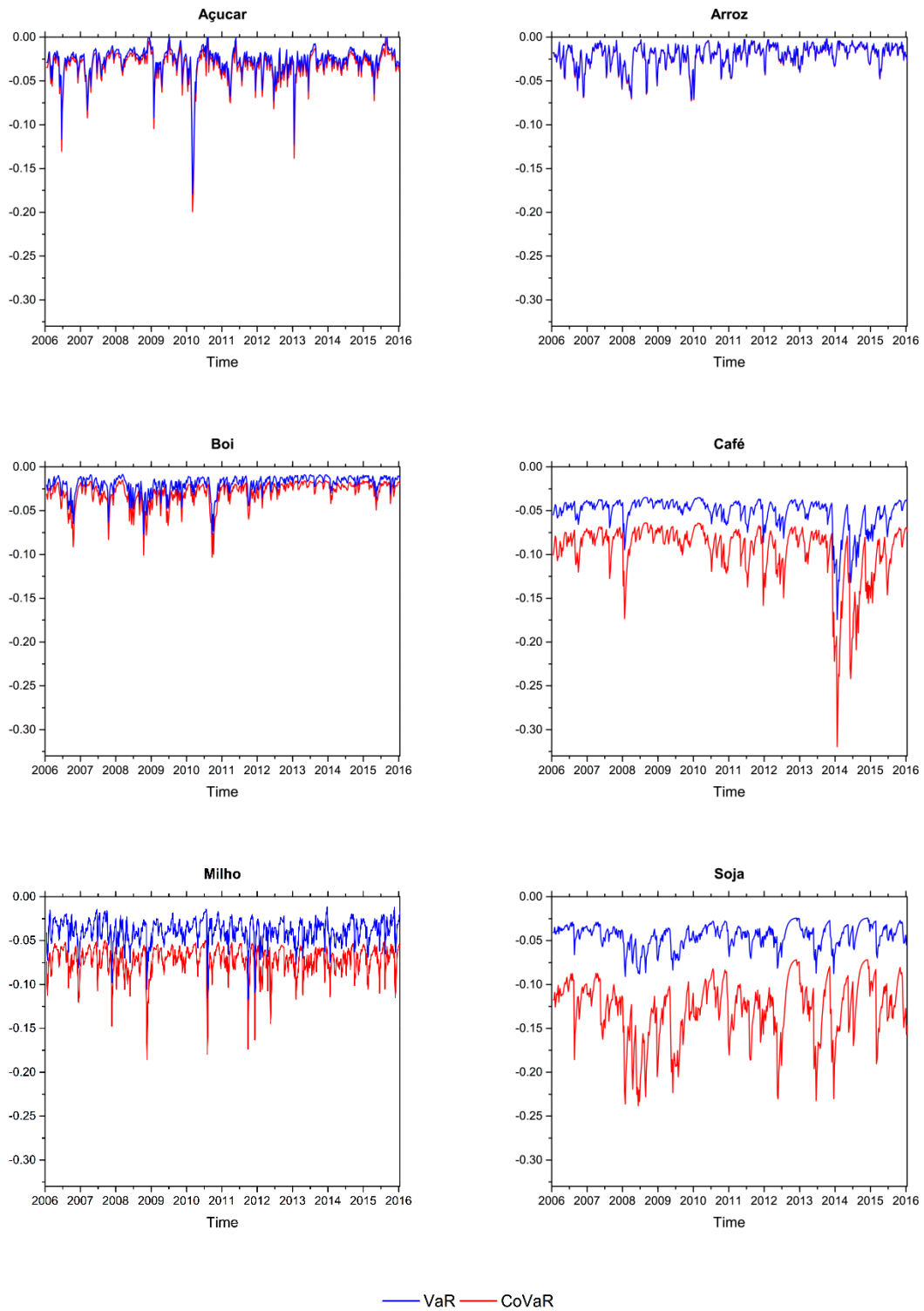
	<i>VaR</i>	<i>CoVaR</i>	<i>CoVaR</i> - <i>VaR</i>
Açúcar	-0.028 (0.02)	-0.033 (0.02)	0.006 (0.00)
Arroz	-0.020 (0.01)	-0.021 (0.01)	0.001 (0.00)
Boi	-0.020 (0.01)	-0.030 (0.01)	0.010 (0.00)
Café	-0.052 (0.02)	-0.095 (0.03)	0.043 (0.01)
Milho	-0.039 (-0.04)	-0.073 (0.02)	0.033 (0.01)
Soja	-0.044 (0.01)	-0.128 (0.03)	0.083 (0.02)

Fonte: Elaborada pelo autor desta dissertação (2016).

Notas: A tabela mostra na primeira coluna a média ao longo de todo o período do *VaR*. Valores do desvio padrão (entre parênteses).

² Resultados com nível de confiança de 99% estão disponíveis sob pedido.

Figura 3 – Gráficos das séries temporais para os valores do *VaR* e do *CoVaR*



Fonte: Elaborada pelo autor desta dissertação (2016).

Nossos resultados têm três implicações principais. Em primeiro lugar, as estimativas de risco sistêmico devem levar em conta a dependência de cauda e o fato de que isso pode mudar durante períodos de dificuldades financeiras, que são perdas extremas calculadas pelo *VaR* do petróleo. Nossa estrutura de dependência revela que a ausência de dependência condicional na cauda inferior tem um impacto significativo sobre o tamanho dos efeitos sistêmicos e do risco. Em segundo lugar, os resultados mostram a existência de relação entre o preço do petróleo e algumas das *commodities* estudadas, logo tem implicações para os investidores em termos de projeto de portfólio e gestão de riscos. Por último, as empresas produtoras de Café, Milho e Soja, assim como empresas que utilizam essas *commodities* em seus processos de produção, devem levar em consideração uma fonte adicional de risco nos preços das mesmas, relacionadas aos preços do petróleo, já que mudanças no preço do petróleo terão impactos em seus resultados financeiros.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Compreender o impacto das mudanças dos preços do petróleo sobre os preços das *commodities* é uma questão importante para os investidores e para as empresas, já que os preços destes dois produtos são de grande interesse para os produtores, em suas decisões de produção e, portanto, no crescimento econômico, e para os investidores em termos de portfólio e nas decisões de gestão de risco. Como resultado, este trabalho estudou o impacto de movimentos extremos dos preços do petróleo sobre os preços das *commodities*.

Caracterizamos o comovimento entre o petróleo e os preços das *commodities* usando funções cópula, e quantificamos os impactos extremos do preço do petróleo sobre os movimentos no preço das *commodities* computando o CoVaR e avaliando os efeitos colaterais através do teste de diferenças entre os valores do CoVaR e do VaR. Para o período de 17 de março de 2006 a 11 de março de 2016, tomamos uma amostra de 522 observações nos preços semanais de petróleo WTI e seis *commodities* importantes no Brasil: Açúcar, Arroz, Boi, Café, Milho e Soja. A evidência empírica indicou que os mercados de petróleo e de *commodities* foram fortemente acoplados apenas para Café, Milho e Soja, e para as restantes os impactos são mínimos ou quase inexistentes. Esta prova tem implicações para os investidores em termos de decisões de gestão de risco e para os produtores de como movimentos extremos dos preços do petróleo têm impactos sobre os resultados financeiros de suas atividades produtivas.

Analisando os resultados do presente estudo, um questionamento se torna inevitável: porque algumas *commodities* foram fortemente afetadas pelo efeito transbordamento de choques extremos negativos do petróleo, enquanto outras não o foram? A resposta para essa pergunta não faz parte do escopo desse trabalho, no entanto, é natural associar tal dependência ao custo de transporte e logística dos produtos agrícolas, pois, como sabemos, o grande modal logístico do Brasil é o transporte rodoviário, altamente sensível às flutuações nos preços dos combustíveis, principalmente o óleo diesel. Outra possibilidade para tentar entender a relação entre as *commodities* e o petróleo poderia ser o fato de algumas delas terem maior flexibilidade na produção e comercialização ou em seus estoques, como é o caso do boi, que poderia seguir nos pastos em períodos de quedas no preço, ou no caso do

açúcar, cujas usinas estão, na sua grande maioria, projetadas para produzir essa *commodity* ou mudar rapidamente para produção do etanol.

No entanto, essas respostas, devem ser objeto de estudos mais aprofundados sobre os motivos que geram relações extremas de alguns produtos agrícolas e em outros casos não. Outra sugestão para estudos sobre petróleo e alimento, seria verificar os impactos de altas extremas do petróleo nas *commodities* agrícolas, já que o presente trabalho teve como objetivo estudar os impactos das variações extremas dos retornos negativos do petróleo. Por fim, acreditamos ser de grande interesse, elaborar estudos similares sobre as *commodities* agrícolas com produção regional, especificamente nos mercados do Estado da Bahia.

REFERÊNCIAS

- ALVES, D. J. E. **O pico do petróleo e o aumento do preço dos alimentos**. Mangaraíba, RJ: ECODEBATE, 2013. Disponível em: <<http://www.ecodebate.com.br/2013/12/20/o-pico-do-petroleo-e-o-aumento-do-preco-dos-alimentos-artigo-de-jose-eustaquio-diniz-alves/>>. Acesso em: 15 ago. 2014.
- BINI, D. A.; DENARDIN, A. Correlação e causalidade entre os preços de commodities e energia. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 41., Foz do Iguaçu, PR, 2013. **Anais...** Foz do Iguaçu, PR: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (Anpec), 2013. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/sul/2013/submissao/files_l/i4-1426be0c0f68f35be990cdd42d5304ca.pdf>. Acesso em: 22 ago. 2014.
- BLUMENSCHNEIN, F. Variáveis que afetam a produção e o consumo de petróleo e etanol no mundo. Curitiba: Novacana.com. 2013. Disponível em: <<http://www.novacana.com/estudos/variaveis-que-afetam-producao-consumo-petroleo-etanol-mundo-130913/>>. Acesso em: 9 set. 2014.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, n. 3, p. 307-327, 1986.
- _____. A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. **The Review of Economics and Statistics**, v. 69, n. 3, p. 542-547, Aug. 1987.
- BRANDÃO, A. S.; ALVES, E. Commodities agrícolas e preço do petróleo. **Revista de Política Agrícola**, Ano XXII, n. 1, p. 43-54, jan./mar. 2013. Disponível em: <<http://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/86547/1/Commodities-agricolas-e-preco-do-petroleo.pdf>>. Acesso em: 7 out. 2014.
- BREYMAN, W.; DIAS, A.; EMBRECHTS, P. **Dependence structures for multivariate high-frequency data in finance**. Zürich: [s.n.], 2003. Disponível em: <<https://people.math.ethz.ch/~embrecht/ftp/qmf2002.pdf>>. Acesso em: 12 nov. 2014.
- DUPONT. **Atualização o índice global de segurança alimentar aponta avanços na acessibilidade as alimentos**. Barueri, SP : [s.n.], 2015. Disponível em: <<http://www.dupont.com/corporate-functions/media/press-releases/30-01-15-atualizacao-trimestral-gfsi.html>>. Acesso em: 27 nov. 2015.
- FOGAÇA, J. Alimentos e biocombustíveis. 2014. Disponível em: <<http://www.brasilecola.com/quimica/alimentos-biocombustiveis.htm>>. Acesso em: 11 jan. 2015.
- FROTA, M. **Produção de alimentos X produção de biocombustíveis**. 2008. Disponível em: <<http://noticias.universia.com.br/destaque/noticia/2008/07/17/421683/produo-alimentos-x-produo-biocombustiveis.html>>. Acesso em: 17 mar. 2015.

- GOTTEMS, I. **Queda do petróleo baixou preço dos alimentos em 2,8%**. 2015. Disponível em: <http://www.agrolink.com.br/culturas/milho/noticia/queda-do-petroleo-baixou-preco-dos-alimentos-em-2-8-_212244.html>. Acesso em: 15 dez. 2015.
- HAZEL, P.; PACHURI, R. K. (Ed.). **Bioenergy and agriculture: promises and challenges – 2020 Focus**. Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute, 2006.
- IZIQUE, C. Agricultura familiar: o dilema de produzir comida ou biocombustível. **Desafios do Desenvolvimento**, ano 5, n. 45, 2008. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/desafios/index.php?option=com_content&view=article&id=1202:reportagens-materias&Itemid=39>. Acesso em: 30 jul. 2015.
- JOE, H. **Multivariate models and multivariate dependence concepts**. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC Press, 1997.
- JOE, H.; XU, J. J. **The estimation method of inference functions for margins for multivariate models**. Technical Report nº 166. Vancouver: University of British Columbia, 1996.
- KAHN, M. **Etanol: relação custos x benefícios**. 2009. Disponível em: <<http://www.clubedopetroleo.com.br/node/40>>. Acesso em: 20 ago. 2015.
- LOURENÇO, L. **Alimentos x biocombustível, o grande dilema da atualidade**. Curitiba, 2011. Disponível em: <<http://www.biodieselbr.com/noticias/em-foco/alimentos-biocombustivel-grande-dilema-atualidade-280611.htm>>. Acesso em: 10 set. 2015.
- LUFT, G.; GAFFNEY JR, F. J. **Alimentos x combustível: o que é fato e o que é ficção**. Curitiba, 2009. Disponível em: <<http://www.biodieselbr.com/noticias/colunistas/convidado/alimentos-combustivel-fato-ficcao-06-01-09.htm>>. Acesso em: 15 out. 2015.
- MENDES, C. **Crise no petróleo deve beneficiar consumo de commodities agrícolas**. 2015. Disponível em: <<http://www.noticiasagricolas.com.br/noticias/agronegocio/150589- crise-no-petroleo-pode-beneficiar-consumo-de-commodities-agricolas.html#.VNU1avnF-So>>. Acesso em: 03 nov. 2015.
- MENDONÇA, J. E. **Crise alimentar provoca críticas a biocombustíveis na Europa**. 2012. Disponível em: <<http://planetasustentavel.abril.com.br/blog/planeta-urgente/crise-alimentar-provoca-criticas-a-biocombustiveis-na-europa/>>. Acesso em: 26 maio 2015.
- NASSAR, A. **Petróleo, o grande culpado**. 2008. Disponível em: <<http://www.beefpoint.com.br/cadeia-produtiva/comercio-internacional/petroleo-o-grande-culpado-44360/>>. Acesso em: 6 mar. 2016.
- NELSEN, R. B. **An introduction to copulas**. New York: SpringerScience Business Media, 2006.
- NETO, M. Os biocombustíveis e os alimentos. **Biodiesel**, Brasília, DF, 2008. Disponível em: <<http://brasilbio.blogspot.com.br/2008/05/trs-prioridades-marcam-humanidade-nesse.html>>. Acesso em: 12 mar. 2016.

PARAGUASSU, L. Brasil reduz a pobreza extrema em 75% entre 2001 e 2012, afirma FAO. **Folha de S.Paulo**, São Paulo, 16 set. 2014. Disponível em: <<http://brasil.estadao.com.br/noticias/geral,brasil-reduz-a-pobreza-extrema-em-75-entre-2001-e-2012-diz-fao,1560931>>. Acesso em: 23 fev. 2016.

PATTON, A. J. Modelling asymmetric exchange rate dependence. **International Economic Review**, v. 47, n. 2, p. 527-556, 2006.

REBOREDO, J. C. How do crude oil prices co-move? A copula approach. **Energy Economics**, v. 33, n. 5, p. 948-955, 2011.

ROSENTHAL, E. Combustível versus comida. **Folha de S.Paulo**, São Paulo, 18 abr. 2011. Disponível em: <<http://www1.folha.uol.com.br/fsp/newyorktimes/ny1804201101.htm>>. Acesso em: 12 jan. 2016.

SAAD, F. **Como o preço do petróleo afeta o setor de alimentos**. 2011. Disponível em: <<http://www.manutencaoesuprimentos.com.br/conteudo/5543-como-o-preco-do-petroleo-afeta-o-setor-de-alimentos/>>. Acesso em: 30 jan. 2016.

SERIGATI, F. Fundamentos X mercados financeiros. **Agro Analyses – Revista do Agronegócio da FGV**, ago. 2012. Disponível em: <http://www.agroanalysis.com.br/materia_detalhe.php?idMateria=1314>. Acesso em: 20 maio 2015.

SITTY, G. **Food vs. fuel: oil and rising food prices**. 2013. Disponível em: <<http://theenergycollective.com/gsitty/233751/driving-food-prices>>. Acesso em: 29 abr. 2015.

SKLAR, M. Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. **Publications de l'Institut de Statistique de L'Université de Paris**, v. 8, p. 229-231, 1959.

STARKE, L.; ATHAYDE, E. **A sustentabilidade ainda é possível?** Estado do Mundo 2013. Salvador: The Worldwatch Institute/Universidade Livre da Mata Atlântica, 2013.

TACIRO, W. **Etanol e biodiesel, heróis ou vilões? Até que ponto essa questão é pertinente?** 2009. Disponível em: <http://planetasustentavel.abril.com.br/noticia/energia/conteudo_346216.shtml>. Acesso em: 4 mar. 2016.

TAYLOR, S. J. **Modelling financial time series**. Chichester, UK: Wiley, 1986.

WHARTON. University of Pennsylvania. **O nó do transporte: o etanol e a controvérsia alimento x combustível**. 2013. Disponível em: <<https://www.knowledgeatwharton.com.br/article/o-no-do-transporte-o-etanol-e-a-controversia-alimento-x-combustivel/>>. Acesso em: 17 set. 2015.