

SIMULAÇÕES DE RAZÕES ÓTIMAS DE HEDGE PARA A UVA EXPORTADA BRASILEIRA

Simulations of Optimal Hedge Ratios for the Brazilian Exported Grape

RESUMO

Num estudo exploratório anterior, Ferreira e Sampaio (2009) encontraram uma predisposição dos fruticultores para a implantação de um mercado de futuros para a uva e a manga exportada brasileira. Entretanto, uma das limitações desse estudo foi a ausência das razões de hedge que melhor atendessem às demandas daqueles fruticultores envolvidos. Objetivou-se neste artigo identificar, por simulação, as razões ótimas de hedge que seriam efetivas na diminuição do risco de preço da uva exportada brasileira, via mercado de futuros. Coletaram-se 300 preços médios mensais US\$ FOB/kg entre 1989 e 2013 no site AliceWeb2. Utilizou-se o modelo de previsão ARIMA para simular os preços futuros. Construíram-se 48 cenários para cada abordagem de hedging empregada no estudo: Variância Mínima e Média-Variância. Identificou-se que os contratos futuros, com vencimento de 03 e 06 meses apresentaram, as melhores médias na efetividade do hedge (26% e 20%, respectivamente), com razões ótimas de hedge de 91,6% e 66,4%, em posições vendidas. Estes resultados, portanto, coincidem com o prazo de armazenagem de 01 a 06 meses em *packing houses*, mostrando assim o aparecimento de uma ligação entre aspectos operacionais e financeiros que viabilizariam o contrato futuro da uva exportada brasileira.

Abdinardo Moreira Barreto Oliveira
Universidade Federal do Vale do São Francisco
abdinardo.oliveira@univast.edu.br

Joséte Florencio dos Santos
Universidade Federal de Pernambuco
jps@ufpe.br

Recebido em: 07/04/2014. Aprovado em 20/03/2015.
Avaliado pelo sistema blind review
Avaliador científico: Daniel Carvalho de Rezende

ABSTRACT

In an early exploratory study, Ferreira and Sampaio (2009) found a predisposition of fruit-growers for the implementation of a future market for the Brazilian exported grape and mango. However, one of limitations they faced was the absence of hedge ratios which could better meet their demands. By using simulation, we performed this work aiming to identify optimal hedge ratios which would be effective in reducing the price risk of Brazilian exported grape via future market. By searching on the AliceWeb2 website, we obtained 300 monthly means of FOB price per kilogram, estimated in US dollar, from 1989 to 2013. An ARIMA forecasting model was used to simulate future prices. Forty-eight scenarios were established for each hedging approach, namely, Minimum Variance and Mean-Variance. Future contracts expiring in three and six months were found to show better means of hedge effectiveness, about 26% and 20%, respectively, with optimal hedge ratio of about 91.6% and 66.4% in short position. These results were according to the storage term from one to six months in packing houses, showing the appearance of a link between operational and financial aspects, which serve the future contract of Brazilian exported grape.

Palavras-chave: Risco de Preço. Modelo ARIMA. Abordagens de Hedging.

Keywords: Price risk. ARIMA model. Hedging approach.

1 INTRODUÇÃO

O Agronegócio é uma das atividades econômicas prósperas do Brasil e tem recebido merecido destaque nos diversos meios de comunicação, bem como pelos pesquisadores, estudiosos e investidores, mesmo durante crises econômicas.

Os motivos dessa atenção podem ser sumarizados em três aspectos, a saber: a participação no PIB, representando em média 24% de sua composição, entre 1994 e 2011 (CEPEA, 2012); o expressivo crescimento dos Índices de Exportação Agro CEPEA/ESALQ/USP, durante os anos 2000 e 2012 (BARROS; ADAMI, 2013); e

o aumento de 47% na geração de empregos registrados pelo Ministério do Trabalho nos setores Agropecuária, Extração Vegetal, Caça e Pesca, entre 1995 e 2011 (BRASIL, 2012).

Ainda que estes resultados apontem para uma perspectiva promissora de expansão do agronegócio brasileiro, vale salientar que o desempenho de certas commodities agrícolas, que o País exporta, não depende só da aplicação direta de avanços tecnológicos ocorridos na área de produção (ALVES *et al.*, 2012) ou de estruturas de governança para comercialização (BENETTI, 2004). O desempenho dessas commodities também sofre influência de fatores externos, até certo ponto, de complexa previsão (BALCOMBE, 2010; MURPHY *et al.*, 2012): volatilidade

passada dos preços, tendências dos preços, níveis de estoque, níveis de produção, transmissão de preços entre produtos, volatilidade da taxa de câmbio, volatilidade dos preços dos combustíveis, grau de concentração de exportações, volatilidade da taxa de juros e o clima.

Estes fatores listados exercem grande influência no preço final do produto agrícola destinado ao mercado consumidor (tanto no nível, como na volatilidade), e boa parte dos produtores pode sentir dificuldade em planejar a produção e estabelecer um preço final adequado, demandando, portanto, uma maior atenção nesses quesitos (ROACHE, 2010).

Logo, a compreensão do comportamento dos preços torna-se essencial para a gestão do Agronegócio, já que o preço procura resumir, em um único valor, toda a informação relevante para a efetivação do negócio, permitindo um breve consenso de valor entre compradores, vendedores e negociantes indecisos, durante a transação (ELDER, 1993).

De modo a lidar com esse cenário de incertezas, o uso de instrumentos financeiros na gestão dos riscos de preço e de produção pode ajudar a mitigar perdas monetárias em todo o sistema agroindustrial, propiciando um ambiente mais estável de crescimento econômico e investimentos para o setor, como é visto para as commodities agrícolas tradicionais negociadas em bolsas de mercadorias, futuros e opções (GILBERT; MORGAN, 2010; MURPHY *et al.*, 2012).

Dentro deste panorama, é trazido para a discussão o caso da fruticultura exportadora brasileira. Embora as frutas sejam certificadas para o mercado internacional, suas unidades possam sejam vendidas padronizadamente e suas datas de entrega sejam acordadas entre compradores e vendedores, elas são perecíveis, dificultando de certo modo a armazenagem de longo prazo. Esse fato, presente no atual paradigma que rege as bolsas de mercadorias, futuros e opções, impossibilita a sua classificação como commodity e, portanto, não usufruem dos mecanismos de hedging disponíveis no mercado de derivativos. Dito isso, tais produtos são comercializados no mercado *spot* (de entrega imediata), e mesmo que sua compra venha a se repetir, não há nenhuma garantia de compra futura (AZEVEDO, 2007).

Por outro lado, Ferreira e Sampaio (2009) desenvolveram um estudo exploratório com o objetivo de verificar a viabilidade da implantação de mercados de futuros para a fruticultura, em especial para a uva e a manga do Vale do Submédio São Francisco, como alternativa ao mercado *spot*, apresentando assim uma solução que contribuísse na alavancagem de suas exportações. Sua

vantagem é que esse mercado permitiria a transferência do risco de preço do fruticultor para operadores de mercado que estariam propensos a aceitá-lo, visando potenciais ganhos futuros. Além disso, tal fato contribuiria no processo de descoberta de preços pelos agentes econômicos, o que melhoraria na eficiência, na competitividade e na negociação de preços entre produtores/exportadores e consumidores de frutas, nesse novo paradigma.

Assim, Ferreira e Sampaio (2009), em suas descobertas iniciais, verificaram que seria viável a implantação de mercado de futuros para a uva e manga exportadas, especialmente por causa dos atributos volatilidade e tamanho do mercado, respectivamente. Contudo, os autores sugerem a realização de estudos mais aprofundados sobre essa temática, pois o modelo de decisão que eles utilizaram para chegar a tais conclusões foi determinístico (Método de Análise Hierárquica de Processos - AHP), e desconsiderou a incerteza na avaliação dos resultados, sendo essa sua principal limitação metodológica.

Ao retomar as recomendações supracitadas para o uso de instrumentos financeiros na gestão do risco de preço para produtos agrícolas, é percebido na literatura especializada a diminuta e escassa evidência empírica de sua efetividade, quando o lócus de investigação é a fruticultura exportadora. Até o momento, não se verificou a efetividade de quaisquer ferramentas financeiras existentes de gestão do risco de preço, nesse contexto. Ou seja, caso os fruticultores quisessem (e as condições permitissem) participar do mercado de futuros brasileiro, não se sabem as razões ótimas de hedge que melhor atenderiam às demandas deste público em particular.

Objetivou-se, de forma geral, neste artigo, identificar, por simulação, as razões ótimas de hedge que são efetivas na diminuição do risco de preço da uva exportada brasileira, via mercado de futuros. Os objetivos específicos para alcançar tal fim foram: - obter as equações de previsão dos preços futuros, via modelo de previsão ARIMA; - calcular as razões ótimas de hedge, pelas abordagens de hedging Variância Mínima e Média-Variância.

A escolha deste produto está baseada tanto nos critérios que mais se destacaram para a implantação de seu contrato futuro – a perecibilidade e a volatilidade (FERREIRA; SAMPAIO, 2009) – como por ela ter sido uma das três principais frutas brasileiras exportadas entre 1997 e 2008 (BUENO; BACCARIN, 2012). Nesse momento, é importante esclarecer que esse artigo tratou somente dos aspectos da volatilidade presente na série de preços da uva exportada, até porque o seu gerenciamento

é o foco final da existência de contratos futuros: sem volatilidade, não faz sentido tê-los.

Para facilitar o entendimento desta pesquisa, o artigo foi montado na seguinte sequência: no capítulo 2 está o referencial teórico que norteia a pesquisa; no capítulo 3 está descrita a metodologia empregada; no capítulo 4 são discutidos os resultados encontrados; e no capítulo 5 são apresentadas conclusões da pesquisa, limitações e estudos futuros.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Suporte Teórico para o Contrato Futuro de Frutas

Historicamente, o único exemplo prático e documentado, sobre o uso de mecanismos de administração de riscos no agronegócio de frutas aconteceu em Valência, Espanha, com a implantação da *Bolsa de Futuros de Cítricos y Mercadorias* (FC&M), que operou contratos futuros de frutas cítricas, entre 1995 e 1998. Ainda que tal experiência tenha durado pouco tempo, mostrou-se como um caso de estudo para os demais países exportadores de frutas *in natura* e para a formatação do uso do mercado de futuros, como estratégia para a gestão dos riscos de preço inerentes do setor.

Na época, os principais fatores que motivaram a existência desse mercado de futuros foram: o prestígio da região como produtora e exportadora de frutas cítricas; a elevada volatilidade dos preços das frutas cítricas no mercado espanhol; os grandes volumes de produção; e o balanço favorável entre agentes interessados na compra e venda desses contratos. Em termos de volume de transações, o mercado de futuros de cítricos espanhol foi significativo e semelhante aos das commodities comercializadas na Bolsa de Mercadorias e de Futuros de São Paulo (BM&F) em 1997, como mostra a Tabela 1 (BOTEON; SANCHES; AZEVEDO FILHO, 1997).

Aparentemente, depois do fechamento da FC&M, nenhum estudo foi publicado a respeito do uso de derivativos financeiros, para o gerenciamento do risco de preço na fruticultura exportadora. Tal ausência de referências sobre a temática somente foi interrompida 12 anos depois, com a publicação do artigo de Ferreira e Sampaio (2009) sobre a possibilidade de implantação de mercados de futuros de uva e manga exportada, o qual dentre outros aspectos, chamou a atenção para a escassa literatura disponível que possa orientar uma discussão sobre o processo decisório do uso de contratos futuros de frutas tropicais, sendo o seu estudo o pontapé inicial desse debate teórico-empírico no Brasil.

TABELA 1 – Comparação entre os contratos de cítricos negociados na FC&M (Espanha) e os contratos de café, boi e soja negociados na BM&F (Brasil)

Produto	Contrato Unitário		Contratos Negociados (Jan/1997)	
	Unidade de comercialização (t)	Valor aproximado (US\$ mil)	Nº negociado	Valor Total aproximado (US\$ Milhões)
Cítricos	5,00	3,68	19.148	70,50
Boi	4,95	7,57	9.376	70,98
Café	6,00	12,71	7.769	98,75
Soja	27,00	5,98	2.358	14,09

Fonte: Adaptado de Boteon, Sanches e Azevedo Filho (1997, p.28)

Dito isto, Ferreira e Sampaio (2009) consideraram, em sua análise a literatura internacional que trata do sucesso e/ou fracasso de contratos futuros (POWERS, 1967; SILBER, 1981; MARTELL; WOLF, 1987; PENNING; LEUTHOLD, 2000), de maneira *ex ante* e entendida sob as seguintes hipóteses: (a) os agentes econômicos são racionais e avessos ao risco; (b) as características da commodity e (c) as características dos produtores influenciam o sucesso dos mercados de futuros. Vale salientar que o foco do estudo foi a gestão do risco de preço, haja vista a crescente volatilidade dos preços agrícolas percebido.

Portanto, em relação às características da commodity, Ferreira e Sampaio (2009) observaram os seguintes resultados, acerca da uva e manga oriundas da região do Vale do Submédio São Francisco, maior região produtora e exportadora brasileira:

- quanto à *percebibilidade e capacidade de armazenagem*, a cadeia logística do frio se revelou fundamental para propiciar as condições ideais de temperatura para o transporte, diminuindo o metabolismo normal das frutas, sem alterar a sua fisiologia. Atendidas tais condições, a uva pode ser armazenada de 01 a 06 meses e a manga de 02 a 03 semanas em *packing houses*;
- sobre a *homogeneidade e capacidade de mensuração*, foi percebido que, normalmente, as frutas não possuem grandes problemas com as exigências advindas de seus compradores, com alguma alteração a depender do destino final (União Europeia, EUA ou Ásia). Caso não atendam aos padrões exigidos pelos compradores, são descartadas do processo de comercialização;

- a respeito da *volatilidade*, essa foi considerada relevante, se comparadas com outras commodities negociadas na BM&FBOVESPA;

- em termos de *tamanho do mercado*, foi evidenciado que a manga é superior à uva, ainda que a demanda pela última seja crescente;

- e, quanto à *formação de expectativa de preços*, foram tidos como fatores decisivos as condições climáticas, o nível de produção e as condições de oferta e de demanda. Essa atividade produtiva está bem próxima de um mercado em concorrência perfeita, dada a facilidade de entrada e saída dos agentes econômicos, pois os maiores produtores não são suficientemente grandes para interferirem nos preços.

Num estudo recente sobre as características econômicas da participação brasileira no comércio mundial de frutas, entre 1997 e 2008, Bueno e Baccarin (2012) constataram o avanço do Brasil nas exportações de frutas, principalmente na forma fresca, ainda que o País se encontre na 15º posição no ranking dos exportadores internacionais de frutas, mesmo estando entre os três maiores produtores mundiais.

Em se tratando das características dos produtores, Ferreira e Sampaio (2009) conseguiram os seguintes resultados para a região do Vale do Submédio São Francisco, notadamente o polo Petrolina (PE) – Juazeiro (BA):

- existem grandes diferenças entre os sistemas de produção, adotados pelos grandes e pelos pequenos. Contudo, para todos aqueles que comercializam com o exterior, esses atendem a todos os requisitos exigidos pelos compradores (volume, constância no fornecimento e qualidade), diferenciando-os dos produtores do Sul-Sudeste;

- a negociação com o mercado externo acontece via consignação, não havendo contratos pré-fixados e somente com os produtos em conformidade com as exigências dos compradores (o restante fica para o mercado interno);

- não existe uma prática de utilização de contratos de preços, dada a sua variabilidade em decorrência das especificidades do mercado. Já os contratos de produção, somente são firmados nas exportações ou com os supermercados;

- apesar da descrença de alguns exportadores com o mercado de futuros de frutas, foi identificada uma predisposição para aderir a novos instrumentos de gerenciamento de riscos, já que a maioria dos entrevistados (70%) tinha conhecimento da existência do mercado de futuros e da BM&FBOVESPA.

Apesar dos resultados acima mostrados indicarem uma potencialidade favorável para a implantação do mercado de futuros para frutas, Ferreira e Sampaio (2009) sugerem alguma cautela na interpretação desses dados,

devido a alguns fatores limitantes surgidos durante a análise. O primeiro deles diz respeito ao próprio modelo utilizado, o qual não considera a incerteza no seu processo, por ser determinístico. O segundo diz respeito a certos empecilhos, que ainda precisam ser resolvidos para a adequada implantação desse mercado de futuros no Brasil, tais como: casos de falhas na infraestrutura de pós-colheita; dificuldades relativas à padronização; deficiências de informação de mercado e falta de cultura do produtor/exportador rural, em utilizar ferramentas de gestão do risco de mercado, todos eles identificados como riscos de natureza operacional, ao invés de financeira.

2.2 O Modelo ARIMA para Previsão de Preços em Mercados Futuros

A Análise de Séries Temporais é um método quantitativo de previsão que realiza a projeção de valores futuros de uma variável, fundamentada, eminentemente, em suas observações passadas, organizadas de forma sequencial e em intervalos de tempo específicos, escolhidos pelo analista. Assim, o modelo econométrico construído para a previsão da série temporal permite que os dados analisados “falem por si”, sem recorrer a uma teoria subjacente específica para possibilitar sua interpretação (BOX; JENKINS; REINSEL, 1994).

Dentre os métodos econométricos de previsão disponíveis, o modelo Autorregressivo Integrado e de Médias Móveis (ARIMA) anunciou uma nova geração de ferramentas de previsão de séries temporais, dada a combinação de três filtros para a estimação dos valores futuros: o autorregressivo (AR), o de integração (I) e o de médias móveis (MA).

Os modelos AR(p) acontecem quando se verifica a presença de correlação entre os p valores observados na série temporal. Já os modelos MA(q) pesquisam a estrutura de autocorrelação dos resíduos de previsão, que é examinada sempre que existir uma correlação entre a média móvel dos q termos de erro sucessivo na série temporal. Caso a série apresente ambas as características, os modelos podem ser combinados, criando um processo ARMA (p, q). Por fim, o filtro I(d) é usado quando se observa que a série temporal não é estacionária, ou seja, é integrada. Portanto, após calcular a diferença entre os valores subjacentes da série d vezes, é possível torná-la estacionária, oferecendo assim uma base válida para a previsão.

No Quadro 1, mostram-se as equações empregadas segundo o modelo ARIMA (p, d, q), onde Y_t^* é o valor calculado, φ_t é o coeficiente autorregressivo, θ_t é o coeficiente de média móvel, μ é uma constante e ε_t é o termo de erro estocástico de ruído branco (BOX; JENKINS; REINSEL, 1994; MORETTIN; TOLOI, 2006).

QUADRO 1 – Equações de previsão para o modelo ARIMA

Método	Equação
AR(p)	(1) $Y_t^* = \varphi_1 Y_{t-1}^* + \dots + \varphi_p Y_{t-p}^* + \varepsilon_t \equiv \varphi_p(B) Y_t^* = (1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p) Y_t^* = \varepsilon_t$
MA(q)	(2) $Y_t^* = \mu - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \equiv \theta_q(B) \varepsilon_t = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) \varepsilon_t = Y_t^*$
ARMA (p, q)	(3) $Y_t^* = \varphi_1 Y_{t-1}^* + \dots + \varphi_p Y_{t-p}^* - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \equiv \varphi_p(B) Y_t^* = \theta_q(B) \varepsilon_t$

Fonte: adaptado de Morettin e Toloi (2006)

Ainda sobre o modelo ARIMA, é possível que, ao longo da série temporal, apareça o efeito da sazonalidade estocástica, isso é, a ocorrência de fenômenos numa periodicidade regular s , mas cujo componente sazonal varia conforme o tempo. Nesses casos, é sugerido o uso de um termo sazonal multiplicativo (SARIMA), do tipo $(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$, onde P indica a ordem do operador autorregressivo sazonal; D indica o número de diferenças sazonais; Q indica a ordem do operador de médias móveis sazonal; e s representa o período da sazonalidade. A equação que representa o modelo SARIMA, na sua forma polinomial reduzida B é (BOX; JENKINS; REINSEL, 1994; MORETTIN; TOLOI, 2006):

$$\varphi_p(B) \Phi_P(B^s) \nabla^d \nabla_s^D Z_t = \theta_q(B) \Theta_Q(B^s) \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde $\varphi_p(B)$ representa os termos autorregressivos de ordem p AR(p); $\Phi_P(B^s)$ indica o termo autorregressivo sazonal s de ordem P; ∇^d é o operador de diferenças simples; ∇_s^D é o operador de diferenças sazonais, Z_t representa a série histórica analisada; $\theta_q(B)$ indica os termos de médias móveis de ordem q MA(q); $\Theta_Q(B^s)$ é o termo de médias móveis sazonal s de ordem Q; ε_t é o termo de erro aleatório.

Para justificar o uso do modelo ARIMA, enquanto preditor de preços futuros, em contratos de derivativos, o foco recai no trabalho de Bressan (2004), que se propôs a verificar a possibilidade de aplicação de alguns modelos de previsão de preços para a negociação de contratos futuros de algumas commodities relevantes transacionadas na BM&FBOVESPA, isso é, a partir das cotações de preços no mercado *spot*, se era possível sinalizar posições de compra e venda no mercado de futuros, em datas próximas ao vencimento.

Após testar três metodologias de previsão univariada pelo Índice de Sharpe, Bressan (2004) concluiu que os

modelos ARIMA, bem como os Lineares Dinâmicos, são os mais apropriados para indicar tendências de mercado para operações de compra e venda de contratos futuros de commodities. Dado que na data do vencimento o preço futuro converge para o preço *spot* (BLACK, 1976; HULL, 2012), tais modelos permitiram um acompanhamento mais acurado do fortalecimento/enfraquecimento da Base no tempo.

Este resultado abre, portanto, possibilidades de investigação de seu uso na construção de séries de preços futuros de produtos agrícolas que ainda não são transacionados em bolsas de valores, como é o caso das frutas exportadas. Logrado êxito nesse quesito, é possível estimar a proporção ótima de contratos futuros lançados no mercado, com vistas a diminuir o risco do negócio, conhecida como razão ótima de hedge, que é tratada na seção seguinte.

2.3 Abordagens Estáticas de Hedging para Mercados Futuros

Em relação às várias possibilidades de cálculo da razão ótima de hedge, Chen, Lee e Shrestha (2003) explicam que elas se dividem em duas abordagens: a estática, por considerar constante a razão de hedge ao longo do tempo e estimada por distribuições de probabilidade incondicionais; e a dinâmica, que admite que a razão de hedge varie ao longo do tempo, estimada por distribuições de probabilidade condicionais. Aqui são apresentadas e discutidas teoricamente duas abordagens estáticas, destacando suas peculiaridades quanto ao seu uso.

Seguindo uma perspectiva que se utiliza da Teoria do Portfólio de Markowitz (1952), Johnson (1960) apresentou a sua proposta para uma teoria sobre hedging e especulação para o mercado futuro de commodities, tendo em vista a motivação dos investidores em reduzir o risco de preço de suas operações em certo ativo físico x_p , a

partir de sua posição x_j equivalente no mercado de futuros. Logo, o retorno R esperado se dá pela seguinte equação:

$$E(R_h) = x_i R_i + x_j R_j \quad (5)$$

Onde R_i e R_j são os valores médios das variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 , existentes nos mercados i (spot) e j (futuro). E a variância de R_h é dada pela seguinte equação:

$$V(R_h) = x_i^2 \sigma_i^2 + x_j^2 \sigma_j^2 + 2x_i x_j \text{cov}_{ij} \quad (6)$$

Onde σ_i^2 e σ_j^2 são as variâncias das variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 existentes nos mercados i e j , e cov_{ij} representa a covariância das variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 existente nesses mercados. Para minimizar o risco medido por $V(R_h)$, aplica-se a derivada parcial da equação (6) em relação à x_j e igualando-a a zero, tem-se:

$$\frac{\partial V(R_h)}{\partial x_j} = 0 \rightarrow \frac{x_j}{x_i} = -\frac{\text{cov}_{ij}}{\sigma_j^2} = -\rho \frac{\sigma_i}{\sigma_j} \quad (7)$$

Onde σ_i e σ_j são os desvios-padrão das variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 , existentes nos mercados i e j , e representa a correlação entre variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 presente nesses mercados. A razão x_j/x_i indica a proporção ótima de contratos futuros no mercado j que devem ser tomados em relação ao mercado i , popularizando-se como razão ótima de hedge, ou H . O sinal negativo indica que essas posições no mercado futuro são vendidas (*short*), indicando a relação oposta e pareada entre os mercados spot e futuros.

Ao rearranjar a equação (7) em função de x_j e aplicando-a na equação (6), tem-se uma expressão que Johnson (1960) definiu como efetividade do hedge (HE), porque intenta medir a redução relativa de $V(R_h)$ sobre σ_i^2 :

$$HE = \left(1 - \frac{V(R_h)}{x_i^2 \sigma_i^2} \right) = \rho^2 \quad (8)$$

Nestes termos, verifica-se que, quanto maior for o coeficiente de correlação entre os mercados spot e futuros, maior será a efetividade do hedge. Assim, nasceu a abordagem conhecida como Variância Mínima (VM), e sua rápida aceitação entre os investidores deu-se, justamente, pela simplicidade de seus cálculos (CHEN; LEE; SHRESTHA, 2003) e pela sua consistência com o modelo da utilidade esperada (sob certas condições específicas), independentemente da função utilidade, por eles escolhida (LIEN; TSE, 2002).

Contudo, uma das limitações da abordagem VM é o fato dela ignorar o retorno esperado do portfólio

hedgado, durante a descoberta de H . Nesse quesito, surge a abordagem da Média-Variância (MV), que considera a maximização de uma dada função utilidade U que represente o portfólio mercado spot/futuros, ao invés de somente procurar minimizar a sua variância e aceitar o seu respectivo retorno. Isso ocorre porque os investidores querem, ao mesmo tempo, maximizar os retornos e minimizar os riscos (MARKOWITZ, 1952).

Neste sentido, Anderson e Danthine (1980, 1981) foram um dos pioneiros a mostrar uma função utilidade que lidasse com o *trade-off* risco [$\text{Var}(U)$] e retorno [$E(U)$], a partir da maximização da seguinte equação:

$$\text{Max } E(U) - \frac{1}{2} * A * \text{Var}(U) \quad (9)$$

Onde A é um número real positivo maior do que um, que indica os graus de aversão do investidor ao risco que, para os fins desse artigo, estão vinculados com o conceito de aversão a perdas, conforme explicam Kahneman e Tversky (1979).

Se admitir que $E(U)$ é a função de retorno do portfólio, dada em (5), e que $\text{Var}(U)$ é a função de risco, dada em (6), é possível perceber que o investidor procurará uma razão ótima de hedge H que maximize essa diferença, a partir do parâmetro A . Nessa perspectiva, não existe apenas um único ponto ótimo, mas um conjunto de pontos ótimos, em função dos graus de aversão a perdas percebidas dos investidores. Assim, a equação (9) é reescrita conforme a equação (10), conhecida como certeza do retorno equivalente (HSIN; KUO; LEE, 1994).

$$\text{Max } V(E(R_h); \sigma_h^2; A) = E(R_h) - \frac{1}{2} * A \sigma_h^2 \quad (10)$$

$$\frac{\partial V(E(R_h); \sigma_h^2; A)}{\partial h} = 0 \rightarrow H = \frac{E(R_f)}{A \sigma_f^2} - \rho \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \quad (11)$$

$$HE = V(E(R_h); \sigma_h^2; A) - V(E(R_s); \sigma_s^2; A) = R_h^{ce} - R_s^{ce} \quad (12)$$

Onde σ_s e σ_f são os desvios-padrão das variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 , existentes nos mercados spot e futuros. A equação (11) indica o resultado da derivada parcial da equação (10) em função de H e igualando-a a zero. A equação (12) mostra como calcular a efetividade do hedge da certeza do retorno equivalente. De acordo com Chen, Lee e Shrestha (2003), caso $A \rightarrow \infty$ [o grau de aversão do investidor tende ao infinito] ou $E(R_f) = 0$ [a média dos retornos futuros é zero], a equação (11) torna-se a equação (7), ou seja, a abordagem da Variância Mínima torna-se o melhor caminho para se calcular a razão ótima

de hedge. Para um melhor entendimento, a Figura 1 estima o comportamento de H em função de A , quando $A \rightarrow \infty$.



FIGURA 1 – Razão ótima de hedge em função do grau de aversão ao risco
Fonte: Elaboração própria.

Contudo, uma consideração acerca da equação (12) precisa ser feita. Hsin, Kuo e Lee (1994, p.694) a apresentaram como uma alternativa à equação (8), porque ela considera tanto o risco como o retorno esperado sendo uma medida consistente e independente das variações empíricas esperadas dos preços spot. Ademais, informaram que um valor positivo de HE significa que o hedge é efetivo, enquanto que valores negativos indicam a sua ineficiência. Todavia, o formato da equação (12), em função de A , indica que ela é uma função linear crescente, na qual se $A \rightarrow \infty$, $HE \rightarrow \infty$, para cada H ótimo encontrado. Mas como já visto, se $A \rightarrow \infty$, a equação (11) resulta na equação (7), que apresenta uma $HE < \infty$. Portanto, a equação (12) é reescrita no seguinte formato:

$$HE = \begin{cases} 1 - \frac{R_h^{ce}}{R_s^{ce}}, & \text{se } R_s^{ce} < 0 \\ \frac{R_h^{ce}}{R_s^{ce}} - 1, & \text{se } R_s^{ce} > 0 \end{cases} \quad (13)$$

Nessa nova configuração, além de se manterem as propriedades citadas por Hsin, Kuo e Lee (1994), ela também mostra que se $A \rightarrow \infty$, a equação (12) resultará na equação (8). Ou seja, quanto maior for a aversão ao risco, maior será a efetividade do hedge, até o ponto em que apresente a mesma HE da Variância Mínima.

Para uma melhor ilustração, a Figura 2 estima o comportamento de HE em função de A , quando $A \rightarrow \infty$.



FIGURA 2 – Efetividade do hedge em função do grau de aversão ao risco
Fonte: Elaboração própria

Portanto, ao comparar as abordagens acima descritas, é percebido que a Variância Mínima é um caso contido dentro do conjunto de possibilidades oferecidas pela Média-Variância, desde que uma dessas condições seja satisfeita: $A \rightarrow \infty$ ou $E(R_p) = 0$. Mas caso $E(R_p) \neq 0$ e $A < \infty$, Lien e Tse (2002) informam que o primeiro termo da equação (11) é o componente de negociação especulativa que surge devido à presença de vieses no mercado de futuros, enquanto que o segundo termo é a usual posição ótima de hedge.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Procura-se identificar no presente estudo, via simulação, as razões ótimas de hedge que são efetivas na diminuição do risco de preço da uva exportada brasileira, via mercado de futuros. Em relação à concepção epistemológica, o trabalho está baseado no pós-positivismo, buscando evidências para refutar a conjectura atual de que não é possível usar ferramentas de hedging para a fruticultura exportadora, dando assim continuidade ao debate iniciado por Ferreira e Sampaio (2009), nessa temática.

A respeito da estratégia de investigação empregada, é uma pesquisa quantitativa, do tipo descritiva e com perspectiva longitudinal. Foi realizado um levantamento, cujos dados referentes à uva exportada foram coletados no banco de dados AliceWeb2 (BRASIL, 2014), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC).

De acordo com o Quadro 2, é possível perceber que o mesmo produto apresenta mais de uma codificação e mais de um código AliceWeb2. Isso ocorreu porque entre 1989 e 1996, o sistema de codificação adotado pelo MDIC foi o NBM; somente a partir de 1997, o NCM substituiu a codificação anterior, permanecendo até hoje. Logo, todas as situações, mostradas no Quadro 2, foram consideradas como se pertencessem a uma única série temporal, de onde foram coletadas 300 observações das seguintes variáveis,

QUADRO 2 – Codificação da uva segundo o AliceWeb2

Produto	Tipo	Codificação	Código AliceWeb2
Uva	Fresca	NBM	0806100000
	Fresca	NCM	08061000

Nota: NBM – Nomenclatura Brasileira de Mercadorias; NCM – Nomenclatura Comum do Mercosul.

Fonte: Elaboração própria, a partir do AliceWeb2 (BRASIL, 2014).

entre Jan/1989 e Dez/2013: peso líquido (kg) e valor exportado US\$ FOB (*Freight on Board*). Com elas, foi calculado o preço médio US\$ FOB/kg, que é a variável-objeto desse estudo.

Uma vez ocorrendo dados perdidos (*missing values*), esses foram preenchidos pela média aritmética dos valores dos períodos adjacentes, de modo a permitir o correto uso dos modelos, bem como preservar quaisquer efeitos de sazonalidade presentes na série histórica. Dos 300 meses abrangidos, houve somente seis dados perdidos, não consecutivos. As séries históricas de preço médio não foram deflacionadas ou inflacionadas por quaisquer índices, uma vez que é através do valor nominal do bem que ele é comercializado. Tendo a série histórica de preço médio, foi calculado o retorno continuamente composto, conhecido por *log* retorno: $r_{t,d} = \ln(P_t / P_{(t-d)})$, cujo $d \in [1, 12]$ indica a defasagem entre t e d .

As amostras de preço médio e *log* retorno foram divididas em cinco períodos, com 60 observações cada: jan-1989 a dez-1993, jan-1994 a dez-1998, jan-1999 a dez-2003, jan-2004 a dez-2008 e jan-2009 a dez-2013, cujo tratamento se deu nos seguintes termos:

- o primeiro período amostral (jan-1989 a dez-1993) foi utilizado para a construção dos modelos econométricos e de hedging iniciais, cujos testes e análises, fora da amostra, ocorreram no período amostral subsequente (jan-1994 a dez-1998);

- feito isso, o período amostral considerado fora da amostra foi incorporado ao anterior, tendo-se uma nova subamostra com 60 observações a mais, que foi utilizada para se recalcularem os modelos econométricos e de hedging, onde os testes e análises fora da amostra ocorreram no período amostral seguinte (no caso, jan-1999 a dez-2003), repetindo-se os passos (1) e (2) até a nova subamostra ter alcançado as 300 observações.

Este procedimento amostral visou simular o comportamento de reajuste quinquenal dos modelos econométricos e de hedging pelos agentes econômicos, tal como se, de fato, existisse um mercado de futuros para as frutas exportadas brasileiras, a partir de jan/1994.

Sobre o uso dos modelos ARIMA para simular os preços futuros, foi preciso realizar quatro etapas para seu correto uso. Inicialmente, foi verificada a existência de raiz unitária nas séries de preço médio US\$ FOB/kg, através do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (DICKEY; FULLER, 1979), sem tendência e intercepto no teste da equação. Tal teste visou identificar se as séries de preços se comportavam como um passeio aleatório. Em caso de aceitação da hipótese nula para a existência de raiz unitária,

foram usadas as séries de *log* retorno, cujo comportamento se assemelha a um ruído branco.

Atendendo ao requisito de estacionariedade, foram analisados os correlogramas com 36 defasagens, cujas funções de autocorrelação parcial (FACP) e autocorrelação (FAC), respectivamente, indicam a quantidade de termos AR(p) e MA(q) presentes no modelo, bem como também a existência de sazonalidade estocástica SAR(P) e SMA(Q). Em conjunto com a análise dos correlogramas, foi empregado o Critério de Informação Bayesiano (BIC) de Schwarz (1978), com vistas a manter o mais parcimonioso possível o modelo encontrado.

Depois, foram feitos os diagnósticos dos modelos estimados, verificando-se a ausência de correlação serial pelos correlogramas dos resíduos juntamente com o teste Breusch-Godfrey LM (B-G), com 10 defasagens (BREUSCH, 1978; GODFREY, 1978), e a ausência de homocedasticidade na variância, a partir dos correlogramas do quadrado dos resíduos. Se for detectada a presença de correlação serial, o modelo é revisado até ela ter sido eliminada. Em caso de ocorrência de heterocedasticidade na variância, aplicam-se os modelos da família GARCH, considerando-se também a possível ocorrência do efeito alavancagem, a ser tratado pelos modelos TGARCH ou EGARCH (BERA; HIGGINS, 1993). Por fim, a capacidade de previsão dos modelos foi testada pela estatística U_1 de Theil (BLIEMEL, 1973).

Para o cálculo da razão ótima de hedge, foram usadas as equações (7) e (11); para a efetividade do hedge, as equações (8) e (13), conforme a abordagem escolhida. De posse do modelo econométrico com a melhor capacidade de previsão, foram obtidos os preços futuros simulados, cujas séries de variações de preço (Δ_L) foram calculadas pela seguinte equação:

$$\Delta_{(L)} = P_{(t)} - P_{(t-L)} \quad (14)$$

Onde $L \in [1, 12]$ indica o prazo de vencimento mensal dos contratos futuros hipotéticos, numa janela móvel onde, a cada mês, um novo contrato futuro é comercializado. Assim, o contrato futuro da uva teve 48 cenários simulados possíveis de hedge próprio, para cada abordagem de hedging já descrita (04 amostras * 12 vencimentos), com vistas a observar se a razão ótima/efetividade de hedge tende para o *naïve hedge* (ou hedge total), à medida que o tempo de vencimento do contrato futuro aumentava (CHEN; LEE; SHRESTHA, 2004), nas simulações pretendidas. O cenário escolhido como efetivo foi aquele que apresentou a maior efetividade de hedge, desde que sua razão ótima não ultrapassasse o hedge

total ($0 < h \leq 1$), pois não foi considerado qualquer tipo de operação a descoberto: o exportador somente podia negociar exatamente a quantidade de frutas que tinha.

Para a abordagem da Média-Variância, foram atribuídos os valores 01 e 50 para o parâmetro de risco A na equação (8), visando verificar, respectivamente, o grau de distanciamento entre as razões de hedge de um agente, propenso ao risco, de outro, avesso ao risco. A partir de $A > 50$, empiricamente, observou-se que a taxa marginal de crescimento de H começa a ficar indiferente quanto à aversão ao risco.

Para a operacionalização deste estudo, utilizou-se o EViews 8[©], para a obtenção dos modelos ARIMA, e o pacote Solver[©] do MS Excel[©], para o cálculo de H ótimo e da HE.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

4.1 Análise dos Modelos ARIMA para Simulação de Preços Futuros

Nesta seção, apresentaram-se os resultados visando responder ao objetivo específico 1. A Tabela 2 mostra os resultados do teste ADF para a existência de raiz unitária, tanto na série de preços médios, como na série de *log* retornos, enquanto que a Tabela 3 mostra os resultados do diagnóstico das equações de previsão para a simulação dos preços futuros.

Na Tabela 2, é possível perceber a existência de raiz unitária nas séries de preços médios, em todas as amostras

e independente do prazo de vencimento do contrato futuro simulado. Para contornar o problema da raiz unitária, foram construídas 12 séries de *log* retorno com a equação $r_{t,d} = \ln(P_t / P_{(t-d)})$, $d \in [1, 12]$, e ao aplicar novamente o teste ADF, verificou-se a ausência de raiz unitária nessas séries, com significância estatística de 1%.

Em seguida, 48 equações de previsão foram elaboradas, a partir da análise de seus correlogramas e do cálculo do Critério de Informação Bayesiano (BIC), dispostas no apêndice do artigo em seu formato reduzido. Não foi necessário o uso de modelos SARIMA com os *log* retornos, ainda que a série do volume exportado tenha aspectos de sazonalidade anual, com picos de venda no mês de outubro. No Quadro 3, é notória a variabilidade do nível de complexidade das equações de previsão encontradas, indo de um modelo AR(1) [mais simples] até um modelo ARMA(5,9) [mais complexo]. Contudo, os resultados do BIC, mostrados na Tabela 3, evidenciam a parcimoniosidade desses modelos, uma vez que seus valores passaram a ser negativos, a partir da Amostra 2, e quanto menor o BIC, melhor.

Além disso, os resultados *p-values* do teste B-G com 10 defasagens foram maiores que 1%, confirmando assim a hipótese nula de ausência de correlação serial nos resíduos. E sobre a presença de heterocedasticidade na variância, os correlogramas do quadrado dos resíduos não mostraram

TABELA 2 – *p-values* do teste ADF para as séries de preço e *log* retorno da uva exportada (Sig. 1%)

Prazo (mês)	Amostra 1 (Jan-1989 a Dez-1993)		Amostra 2 (Jan-1989 a Dez-1998)		Amostra 3 (Jan-1989 a Dez-2003)		Amostra 4 (Jan-1989 a Dez-2008)	
	Preço	Log retorno						
01	0,253	0,000	0,549	0,000	0,570	0,000	0,580	0,000
02	0,253	0,000	0,549	0,000	0,570	0,000	0,580	0,000
03	0,253	0,001	0,549	0,000	0,570	0,000	0,580	0,000
04	0,253	0,000	0,549	0,002	0,570	0,000	0,580	0,000
05	0,253	0,000	0,549	0,000	0,570	0,001	0,580	0,000
06	0,253	0,001	0,549	0,000	0,570	0,000	0,580	0,000
07	0,253	0,001	0,549	0,001	0,570	0,000	0,580	0,000
08	0,253	0,000	0,549	0,004	0,570	0,001	0,580	0,000
09	0,253	0,000	0,549	0,001	0,570	0,004	0,580	0,000
10	0,253	0,001	0,549	0,000	0,570	0,000	0,580	0,000
11	0,253	0,008	0,549	0,000	0,570	0,000	0,580	0,000
12	0,253	0,002	0,549	0,000	0,570	0,000	0,580	0,000

Fonte: Elaboração própria.

significância estatística com 10 defasagens, como mostra o teste Q de Ljung e Box (L-B Q) (1978), rejeitando, portanto, o uso de modelos GARCH para ajuste da variância.

Na mesma Tabela 3 é possível perceber duas situações em relação ao coeficiente de determinação R^2 ajustado. Quando o vencimento do contrato futuro

TABELA 3 – Resultados do diagnóstico das equações de previsão para os preços futuros simulados

Prazo (mês)	Amostra 1					Amostra 2				
	(Jan-1989 a Dez-1993)				U_1 (1989-1998)	(Jan-1989 a Dez-1998)				U_1 (1989-2003)
	R^2 aj.	BIC	B-G	L-B Q		R^2 aj.	BIC	B-G	L-B Q	
01	0,160	-0,081	0,469	1,000	0,114	0,193	-0,434	0,371	0,975	0,110
02	0,519	0,065	0,339	1,000	0,125	0,507	-0,433	0,134	0,958	0,106
03	0,679	0,099	0,330	0,961	0,110	0,640	-0,374	0,576	0,994	0,102
04	0,622	0,198	0,823	0,930	0,122	0,596	-0,285	0,514	0,998	0,153
05	0,457	0,405	0,441	0,940	0,128	0,556	-0,218	0,575	0,346	0,108
06	0,507	0,215	0,454	0,990	0,119	0,592	-0,531	0,653	0,989	0,108
07	0,562	0,546	0,842	0,485*	0,155	0,610	-0,364	0,934	0,942	0,106
08	0,500	0,647	0,098	0,375*	0,158	0,663	-0,381	0,225	0,830	0,108
09	0,503	0,583	0,140	0,444	0,154	0,655	-0,267	0,116	0,945	0,112
10	0,401	0,911	0,211	0,089	0,156	0,653	-0,366	0,169	0,996	0,107
11	0,523	0,285	0,406	0,979	0,125	0,631	-0,416	0,330	0,967	0,102
12	0,406	0,679	0,499	0,938	0,160	0,672	-0,470	0,413	0,950	0,100
Prazo (mês)	Amostra 3					Amostra 4				
	(Jan-1989 a Dez-2003)				U_1 (1989-2008)	(Jan-1989 a Dez-2008)				U_1 (1989-2013)
	R^2 aj.	BIC	B-G	L-B Q		R^2 aj.	BIC	B-G	L-B Q	
01	0,224	-0,555	0,120	0,402	0,109	0,246	-0,384	0,884	0,614	0,106
02	0,528	-0,481	0,479	0,864	0,118	0,519	-0,344	0,519	0,337	0,107
03	0,638	-0,550	0,233	0,946	0,109	0,633	-0,376	0,497	0,745	0,107
04	0,625	-0,444	0,558	0,608	0,118	0,596	-0,284	0,115	0,523	0,109
05	0,557	-0,453	0,270	0,882	0,112	0,544	-0,325	0,383	0,328	0,115
06	0,578	-0,642	0,477	0,867	0,113	0,541	-0,357	0,494	0,520	0,112
07	0,576	-0,317	0,701	0,128	0,110	0,556	-0,248	0,923	0,953*	0,116
08	0,651	-0,272	0,641	0,463*	0,121	0,624	-0,298	0,207	0,692	0,118
09	0,670	-0,267	0,971	0,097*	0,112	0,640	-0,329	0,017	0,918	0,118
10	0,625	-0,165	0,106	0,064**	0,110	0,596	-0,293	0,188	0,769	0,123
11	0,613	-0,560	0,263	0,875	0,114	0,524	-0,313	0,059	0,365	0,122
12	0,645	-0,640	0,086	0,936	0,115	0,486	-0,297	0,073	0,205	0,114

* Valores do teste estatístico LM de Engle (1982, p.999-1000), com 10 defasagens, quando $L-B Q < 5\%$, para dirimir quaisquer dúvidas sobre heterocedasticidade na variância. ** Resultado do teste LM com 09 defasagens.

Fonte: Elaboração própria.

simulado é igual a um, seus valores variam entre 0,160 e 0,246, indicando um baixo poder preditivo para $r_{t,d}$. Mas quando os vencimentos variam entre dois e doze meses, os valores de R^2 ajustado aumentam, oscilando entre 0,401 e 0,679, assinalando uma melhoria na previsão de $r_{t,d}$. Logo, esses resultados iniciais sinalizam que as melhores posições de hedge possam estar no intervalo [2,12], dado que, quanto mais próximos estiverem os valores atual e previsto (i.e., quanto maior for R^2 ajustado), menor será o risco de base do contrato futuro simulado.

Finalizando a primeira etapa de apresentação dos resultados, o teste U_1 mostra a acurácia dos modelos ARIMA construídos na previsão dos valores de preço médio da uva exportada, tanto para os valores dentro e fora da amostra. Quanto mais próximo de zero for seu valor, melhor é sua capacidade preditiva. Logo, os dados descritos na Tabela 3 indicam uma boa capacidade preditiva desses modelos ARIMA para os preços médios futuros simulados dentro e fora da amostra, uma vez que todos os valores de U_1 calculados são menores ou iguais a 0,16, ou seja, até 16% de desigualdade entre os valores atual e previsto, numa escala que varia de 0% (máxima igualdade) a 100% (máxima desigualdade).

4.2 Análise das Razões Ótimas de Hedge dos Contratos Futuros Simulados para a Uva Exportada Brasileira

Nesta seção, são apresentados os resultados que propõem responder ao objetivo específico 2. De posse das equações de previsão, foram construídas 48 séries preços futuros para a implementação das simulações dos contratos futuros. Em seguida, calcularam-se as razões ótimas de hedge (H) pela abordagem da Variância Mínima, para cada prazo de vencimento e em cada amostra, cujos resultados estão ilustrados nos Gráficos 1 a 4.

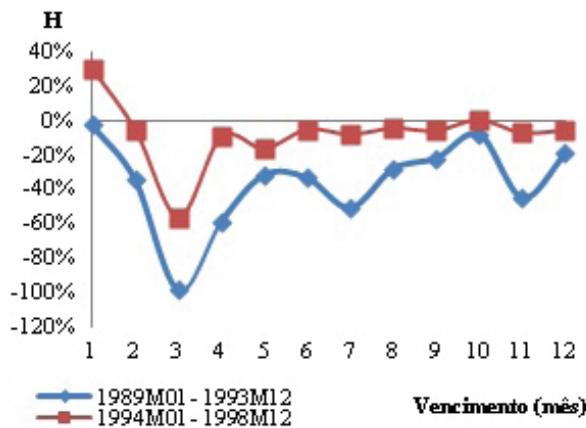


GRÁFICO 1 – Razões de hedge para a Amostra 1
Fonte: elaboração própria

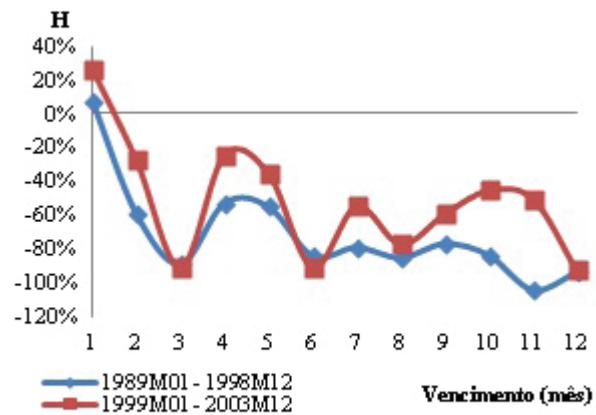


GRÁFICO 2 – Razões de hedge para a Amostra 2
Fonte: elaboração própria

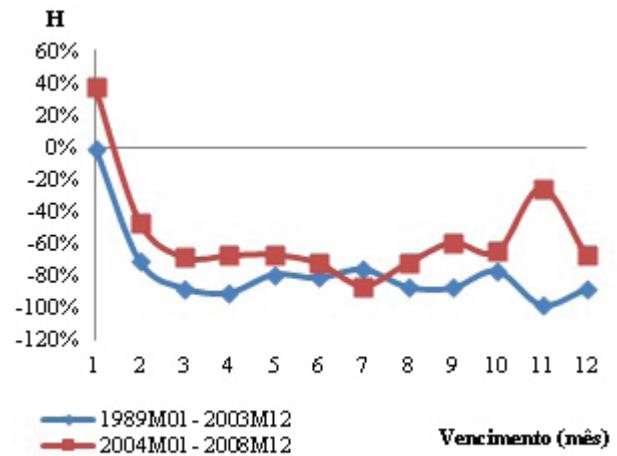


GRÁFICO 3 – Razões de hedge para a Amostra 3
Fonte: elaboração própria

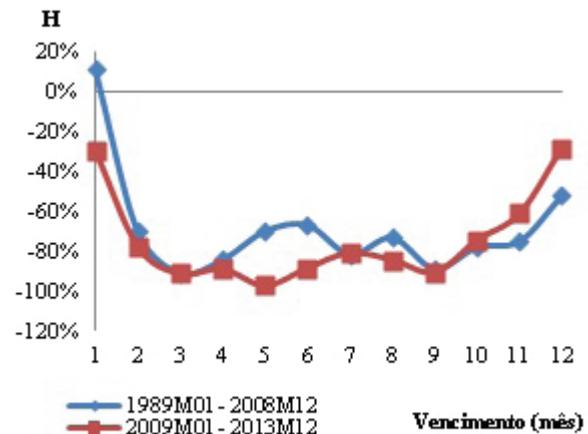


GRÁFICO 4 – Razões de hedge para a Amostra 4
Fonte: elaboração própria

Nestes gráficos, as séries de dados em azul/losango representam os valores de H obtidos dentro da amostra, enquanto que as séries de dados em vermelho/quadrado mostram os valores de H auferidos fora da amostra. Este comparativo procura apresentar a persistência de H entre as amostras, cuja informação se revela útil na validação dessa abordagem enquanto estratégia de planejamento de posições futuras de hedge. Nesse sentido, é possível verificar nos gráficos que, à medida que o tamanho amostral aumenta, a diferença entre suas razões H tende a diminuir, apontando portanto para o aumento da sua persistência interamostral.

Em termos numéricos, o grau de diferença padrão (GD) entre H_d (dentro da amostra) e H_f (fora da amostra) foi calculado pela seguinte equação, com $T = 12$:

$$GD = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (H_{d,t} - H_{f,t})^2}{T}} \quad (15)$$

Os valores de GD para as amostras 1, 2, 3 e 4 foram, respectivamente, 31%, 26%, 29% e 18%, confirmando novamente o aumento da persistência interamostral supracitada.

Além disso, não é possível afirmar que H tende para o hedge total, à medida que o vencimento do contrato futuro simulado aumenta, ainda que ele cresça com o tempo, no caso da uva exportada brasileira. A média amostral indica um aumento do valor de H para -91,6% num contrato com vencimento em 03 meses, mas, em seguida, esse valor começa a decair e oscilar entre -59% e -81%, findando num H de -63,3%, para o vencimento em 12 meses. E o fato de H ter sido negativo na maioria dos casos (a exceção foi para o vencimento em 01 mês) indica que essas posições, no mercado futuro, seriam vendidas (*short*).

A respeito da efetividade das razões de hedge (HE) simuladas, elas são mostradas nos Gráficos 5 a 8. Neles, as séries de dados em azul/losango indicam a HE de H obtido dentro da amostra (atual) e usado como parâmetro de hedging fora da amostra, enquanto que as séries de dados em vermelho/quadrado apontam a HE de H obtido fora da amostra, ou H previsto. A análise gráfica expõe a diminuição da diferença entre esses valores atual e previsto, à medida que o tamanho amostral cresce, consequência do aumento da persistência interamostral de H .

Tal como anteriormente, ao empregar a equação do grau de diferença padrão (GD) em HE (atual e previsto), com $T = 12$, foram obtidos os seguintes valores para as amostras 1, 2, 3 e 4, respectivamente: 19%, 5%, 6% e

3%. Esses resultados confirmam novamente o aumento da persistência interamostral supracitada, contribuindo positivamente na validação dessa abordagem, enquanto estratégia de planejamento de posições futuras de hedge.

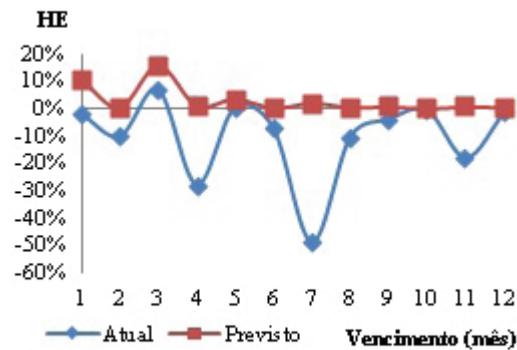


GRÁFICO 5 – HE Amostra 1 (1994M01-1998M12)
Fonte: elaboração própria

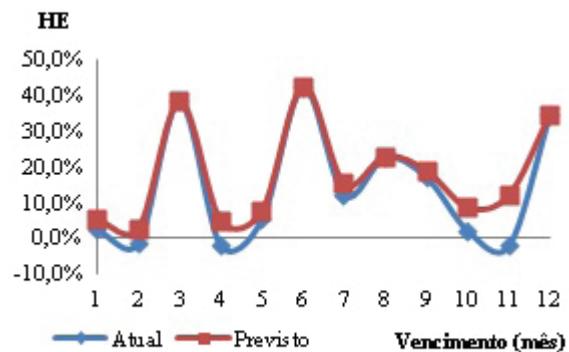


GRÁFICO 6 – HE Amostra 2 (1999M01-2003M12)
Fonte: elaboração própria

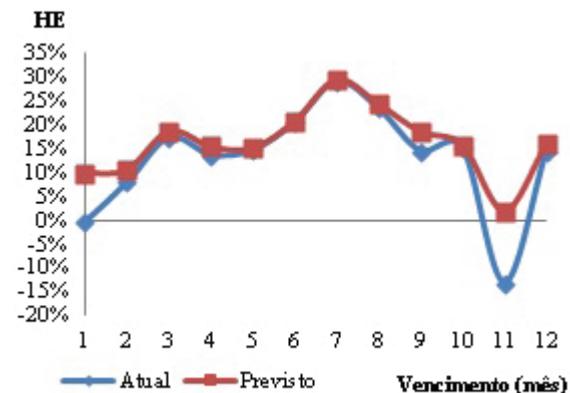


GRÁFICO 7 – HE Amostra 3 (2004M01-2008M12)
Fonte: elaboração própria

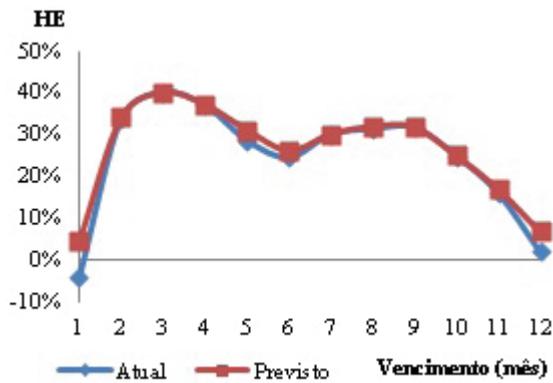


GRÁFICO 8 – HE Amostra 4 (2009M01-2013M12)
Fonte: elaboração própria

Na média das amostras, percebeu-se que o contrato futuro, com vencimento em três meses, foi o que apresentou a maior efetividade de hedge ($HE_{\text{atual}} = 26\%$; $HE_{\text{previsto}} = 28\%$), para um $H = -91,6\%$, seguido pelo contrato com vencimento em seis meses ($HE_{\text{atual}} = 20\%$; $HE_{\text{previsto}} = 22\%$), para um $H = -66,4\%$. A importância desses resultados é que eles coincidem com o intervalo de armazenagem de 01 a 06 meses em *packing houses*, dito por Ferreira e Sampaio (2009), demonstrando assim o surgimento de um vínculo entre aspectos operacionais e financeiros que viabilizariam o contrato futuro de uva exportada brasileira.

Em relação ao uso da abordagem da Média-Variância (MV) nas simulações, seu objetivo foi identificar a distância entre as razões ótimas de hedge de um agente propenso ao risco ($A = 1$) de outro avesso ao risco ($A = 50$), bem como compará-los com um agente que tem máxima aversão ao risco ($A = \infty$). Com isso, pode-se verificar a relevância do componente de negociação especulativa (o primeiro termo da equação [11]) no cálculo de H , que surge devido à presença de vieses no mercado de futuros.

Os resultados nos Gráficos 9 a 12 mostram que, à medida que o tamanho amostral aumenta, também a distância entre as razões ótimas de hedge dos agentes propenso e avesso ao risco tende a aumentar. Numericamente, ao aplicar a equação do grau de diferença padrão (GD) em H , na abordagem MV, obteve-se os seguintes resultados para as amostras 1, 2, 3 e 4, (respectivamente: 7%, 31%, 19% e 42%), novamente indicando tal distanciamento.

Os gráficos acima descritos indicam que o componente de negociação especulativa, previsto na abordagem MV, teve sua importância elevada na determinação dos valores de H , por mudanças ocorridas

nos cenários micro e macro econômicos inerentes ao setor de fruticultura exportadora, ao longo do tempo, notadamente para a uva.

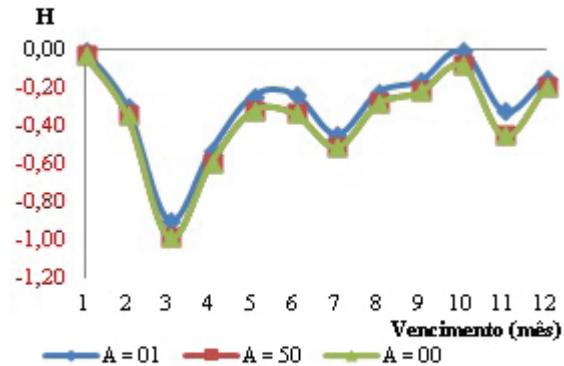


GRÁFICO 9 – H-MV para a Amostra 1 (1989-1993)
Fonte: elaboração própria

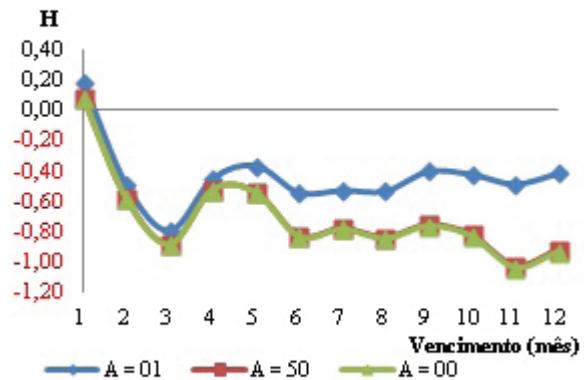


GRÁFICO 10 – H-MV para a Amostra 2 (1989-1998)
Fonte: elaboração própria

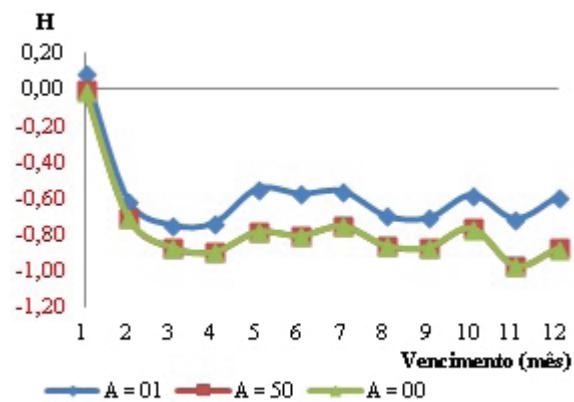


GRÁFICO 11 – H-MV para a Amostra 3 (1989-2003)
Fonte: elaboração própria

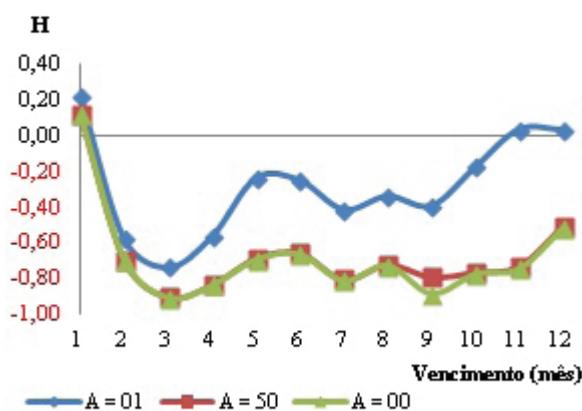


GRÁFICO 12 – H-MV para a Amostra 4 (1989-2008)
Fonte: elaboração própria

Em outras palavras, enquanto que, na amostra 1, praticamente foi irrelevante para o agente ser propenso ou avesso ao risco, o mesmo não se pode dizer na amostra 4, especialmente para os contratos futuros simulados com vencimento maiores ou iguais a três meses. Tal situação aponta para a existência de fronteiras econômicas eficientes (FEE) (MARKOWITZ, 1952), cujos agentes procurarão conjuntos de portfólios diversificados entre mercados spot e futuros que ofereçam maiores retornos com o mesmo risco, ou menores riscos com o mesmo retorno. Vale lembrar o seguinte custo de oportunidade: quanto maior o retorno, maior o risco e menores são a razão ótima e a efetividade do hedge desses portfólios diversificados.

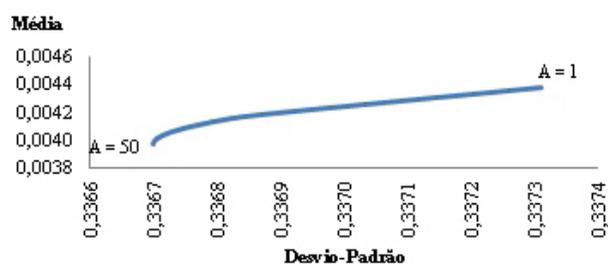


GRÁFICO 13 – FEE da amostra 4, vencimento 3 meses, com H ótimo
Fonte: elaboração própria

Para fins de ilustração, o gráfico 13 mostra a FEE da amostra 4, para o contrato futuro com vencimento em 3 meses, considerando a média e o desvio-padrão do portfólio hedgeado, conforme A aumenta de 1 (propenso ao risco) até 50 (avesso ao risco). Por fim, os gráficos 9

a 12 indicam que, quando $A \rightarrow \infty$, seus valores de H são bem similares aos de $A = 50$.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Identificou-se, no presente estudo, via simulação, as razões ótimas de hedge que seriam efetivas na diminuição do risco de preço da uva exportada brasileira, via mercado de futuros.

Para alcançar este objetivo, inicialmente foi necessário construir as séries de preços futuros (objetivo específico 1). O modelo de previsão ARIMA permitiu encontrar equações cuja desigualdade entre os valores atual e previsto não ultrapassou 16%, o que contribuiu de maneira concisa para a aproximação dos valores *spot* e futuros nos prazos de vencimento simulados, bem como na diminuição do risco de base entre tais séries históricas.

Tendo a série de preços futuros, calcularam-se as razões ótimas/efetividade de hedge, conforme a metodologia proposta no artigo (objetivo específico 2). Nesse sentido, foi possível refutar provisoriamente a conjectura atual da impossibilidade de uso de ferramentas de hedging para a fruticultura exportadora, dado que os contratos futuros com vencimento de 03 e 06 meses apresentaram as melhores médias na efetividade do hedge (26% e 20%, respectivamente), diminuindo assim a volatilidade inerente em seus preços.

Portanto, a resposta para o objetivo geral deste estudo é $H = -91,6\%$, para um contrato futuro com vencimento em 03 meses, e $H = -66,4\%$, para o vencimento em 06 meses.

Ademais, os resultados das simulações são considerados importantes, porque coincidem com o intervalo de armazenagem de 01 a 06 meses em *packing houses* anteriormente comentado, evidenciando assim o aparecimento de uma ligação entre aspectos operacionais e financeiros, que viabilizariam o contrato futuro de uva exportada brasileira, trazendo novamente para a academia, o debate desse assunto primordial para as regiões brasileiras onde o Agronegócio é seu principal sustentáculo e que não tenham modelos de proteção ao risco de preço bem definidos.

Empiricamente, não foi possível afirmar que H tende para o hedge total, à medida que o vencimento do contrato futuro simulado aumenta, ainda que ele crescesse com o tempo. Contudo, o fato de H ter sido negativo na maioria dos casos (com exceção para o vencimento em 01 mês) mostrou que as posições no mercado futuro da uva exportada seriam vendidas (*short*). Ademais, também foi possível a identificação de fronteiras econômicas

eficientes pela abordagem da Média-Variância, bem como a exposição de uma escala de graus de aversão ao risco para os agentes econômicos envolvidos com a exportação de uva.

A metodologia descrita neste trabalho trouxe um avanço em termos de procedimentos para avaliação, não somente de mercados futuros na fruticultura exportadora, mas para quaisquer outras commodities agropecuárias que ainda não são transacionadas em mercados de derivativos, uma vez que considera a incerteza nos resultados obtidos, bem como identifica o vencimento de melhor desempenho nos contratos simulados.

Para dar continuidade ao debate aqui retomado, são apresentadas algumas sugestões de estudos futuros a serem desenvolvidos. A primeira diz respeito a novas maneiras de simular os preços futuros, com o objetivo de aumentar a acurácia na obtenção desses valores. Dessa forma, os desempenhos dos modelos lineares dinâmicos, de suavização exponencial e das equações diferenciais estocásticas poderiam ser comparados com os modelos ARIMA aqui obtidos, identificando qual dentre eles tem a melhor precisão nesse contexto.

A segunda indicação está relacionada com as abordagens para o cálculo da razão ótima de hedge. É sugerido o uso de modelos que consideram a dominância estocástica em suas equações, bem como as abordagens dinâmicas que consideram H variando no tempo, de modo a verificar se houve melhoria na efetividade do hedge pretendido, uma vez que há limitações quanto ao uso da Variância Mínima e Média-Variância, advindas das funções utilidade que definem o retorno esperado e a variância de seus portfólios.

E a terceira indicação está relacionada às estratégias de hedging, onde um mercado de opções sobre futuros simulado poderia ser testado e averiguada a sua efetividade. Alternativamente, também se pode fazer o uso do cross-hedging com a série de preços futuros/opções de uma commodity atualmente negociada em bolsa de valores. Esta última, em caso de sucesso, permitiria o acesso mais rápido dos exportadores de uva brasileiros ao mercado de derivativos, começando a preencher essa lacuna ainda existente.

6 REFERÊNCIAS

- ALVES, E.; SOUZA, G. S.; GOMES, E. G.; MAGALHÃES, E.; ROCHA, D. P. Um modelo de produção para a agricultura brasileira e a importância da pesquisa da Embrapa. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 21, n.4, p. 35-59, out/nov/dez, 2012.
- ANDERSON, R. W.; DANTHINE, J. P. Hedging and joint Production: theory and illustrations. **The Journal of Finance**, Malden, v.35, n.2, p.487-498, May, 1980.
- ANDERSON, R. W.; DANTHINE, J. P. Cross Hedging. **Journal of Political Economy**, Chicago, v.89, n. 6, p.1182-1196, Dec., 1981.
- AZEVEDO, P. F. Comercialização de produtos agroindustriais. In: BATALHA, M. O. (Org.). **Gestão agroindustrial**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2007. v. 1, p. 64-112.
- BALCOMBE, K. The nature and determinants of volatility in agricultural prices: an empirical study from 1962-2008. **Commodity Market Review 2009-2010**, v.1, Rome, p.1-24, May, 2010.
- BARROS, G. S. C.; ADAMI, A. C. O. Exportações do agronegócio batem novo recorde em 2012, mesmo com queda de preços. **Análises: CEPEA/ESALQ-USP**, 2013. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/comunicacao/Cepea_ExportAgro_2012.doc>. Acesso: 20/05/2013.
- BENETTI, M. D. A internacionalização real do agronegócio brasileiro – 1990-03. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v.32, n.2, p. 197-222, ago 2004.
- BERA, A. K.; HIGGINS, M. L. ARCH models: properties, estimation and testing. **Journal of Economic Surveys**, Malden, v.7, n.4, p.305-366, Dec., 1993.
- BLACK, F. The pricing of commodity contracts. **Journal of Financial Economics**, Amsterdam, v. 3, n. 1-2, p. 167-179, Jan/mar 1976.
- BLIEMEL, F. Theil's forecast accuracy coefficient: a clarification. **Journal of Marketing Research**, Chicago, v.10, p.444-446, 1973.
- BOTEON, M.; SANCHES, F. R.; AZEVEDO FILHO, A. J. B. V. Mercado futuro de frutas cítricas da Espanha e perspectivas para o Brasil. **Revista Preços Agrícolas**, São Paulo, v. XII, n.125, p. 26-29, mar. 1997.
- BOX, G.E.P; JENKINS, G.M; REINSEL, G.C. **Time series analysis: forecasting and control**. 3. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1994.

- BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. **Anuário Estatístico RAIS**. 2012. Disponível em: <http://bi.mte.gov.br/bgcaged/caged_anuario_rais/caged_anuario_raistela10.php>. Acesso: 20/05/2013.
- _____. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior (AliceWeb)**. 2014. Disponível em: <<http://aliceweb2.mdic.gov.br/>>. Acesso em: 31/01/2014.
- BRESSAN, A. A. Tomada de decisão em futuros agropecuários com modelos de previsão de séries temporais. **RAE eletrônica**, São Paulo, v.3, n.1, Art.9, jan/jun 2004. 20 p.
- BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. **Australian Economic Papers**, Adelaide, v.17, n. 31, p.334-355, Dec, 1978.
- BUENO, G.; BACCARIN, J. G. Participação das principais frutas brasileiras no comércio internacional: 1997 a 2008. **Revista Brasileira de Fruticultura**, Jaboticabal, v.34, n.2, p.424-434, jun, 2012.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. **PIB do Agronegócio – Dados de 1994 a 2011**. PIB Agro CEPEA-USP/CNA: 2012. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/pib/>>. Acesso: 20/05/2013.
- CHEN, S. S.; LEE, C. F.; SHRESTHA, K. Futures hedge ratio: a review. **The quarterly review of economics and finance**, Urbana-Champaign, v.43, n.3, p.433-465, autumn, 2003.
- CHEN, S. S.; LEE, C. F.; SHRESTHA, K.. An empirical analysis of the relationship between the hedge ratio and hedging horizon: a simultaneous estimation of the short and long run hedge ratios. **Journal of Futures Markets**, Malden, v.24, n.4, p.359-386, Feb. 2004.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v.74, n.366, p.427-431, jun., 1979.
- ELDER, A. **Trading for a living: psychology, trading tactics, money management**. New York: John Wiley & Sons, 1993.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, Malden, v.50, n.4, p.987-1007, Jul, 1982.
- FERREIRA, M. O.; SAMPAIO, Y. S. B. Estudos para a implantação de mercados futuros de manga e uva no Brasil como solução para alavancar as exportações de frutas tropicais. **Revista Desenharia**, Salvador, n.11, p. 67-98, set. 2009.
- GILBERT, C. L.; MORGAN, C. W. Food price volatility. **Philosophical transactions of the Royal Society B**, London, v.365, p. 3023-3034, Aug 2010.
- GODFREY, L. G. Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. **Econometrica**, Malden, v.46, n.6, p. 1293-1301, Nov, 1978.
- HSIN, C. W.; KUO, J.; LEE, C. F. A new measure to compare the hedging effectiveness of foreign currency futures versus options. **The Journal of Futures Markets**, Malden, v.14, n.6, p.685-707, Sep., 1994.
- HULL, J. C. **Options, Futures and other derivatives**. 8. ed. Boston: Pearson Prentice Hall, 2012.
- JOHNSON, L. L. The theory of hedging and speculation in commodity futures. **The Review of Economic Studies**, Stockholm, v. 27, n. 3, p. 139-151, Jun. 1960.
- KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Prospect theory: an analysis of decision under risk. **Econometrica**, Malden, v.47, n.2, p.263-292, Mar. 1979.
- LIEN, D.; TSE, Y. K. Some recent developments in futures hedging. **Journal of Economic Surveys**, Malden, v.16, n.3, p.357-396, 2002.
- LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, Oxford, v.65, n.2, p. 297-303, Aug., 1978.
- MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **The Journal of Finance**, Malden, v. 7, n.1., pp. 77-91, Mar. 1952.
- MARTELL, T.F; WOLF, A.S. Determinants of trading volume in futures markets. **The Journal of Futures Markets**, Chicago, v.7, n.3, p. 233-244, Jun. 1987.

-
- MORETTIN, P.A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Edgard Blücher, 2006.
- MURPHY, A. G.; HARTELL, J.; CÁRDENAS, V.; SKEES, J. R. **Risk management instruments for food price volatility and weather risk in Latin America and Caribbean**: the use of risk management instruments. Discussion Paper n. IDB-DP-220. Washington D.C.: Inter-American Development Bank, 2012.
- PENNINGS, J.M.E.; LEUTHOLD, R.M. A behavioral approach towards futures contract usage. **OFOR**, Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois, Illinois, Paper Number 00-08, Oct. 2000.
- POWERS, M. J. Effects of contract provisions on the success of a futures contract. **Journal of Farm Economics**, New York, v.49, n.4. p. 833-843, Nov, 1967.
- ROACHE, S. K. What explains the in food price volatility? **IMF Working Paper**, n.10/129. Washington D.C.: International Monetary Fund, 2010.
- SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **The Annals of Statistics**, Philadelphia, v.6, n.2, p.461-464, Mar., 1978.
- SILBER, W.L. Innovation, competition, and new contract design in futures markets. **The Journal of Futures Markets**, Chicago, v. 1, n. 2, p. 128-155, Summer, 1981.

APÊNDICE

QUADRO 3 – Termos das equações de previsão, no formato reduzido, para os preços e log retornos futuros simulados

Prazo	Amostra 1	Amostra 2	Amostra 3	Amostra 4
01	MA(2) MA(3)	C MA(1) MA(2) MA(3)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(6) MA(11)	AR(1) AR(2) AR(3) MA(1) MA(2) MA(3)
02	AR(1) AR(2)	AR(1) MA(2)	AR(6) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4)	AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5)
03	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5)	AR(1) AR(6) MA(3) MA(6)	AR(1) AR(3) AR(8) MA(1) MA(2) MA(3)
04	AR(1) AR(2) MA(1) MA(2)	AR(2) AR(3) MA(1) MA(2) MA(3)	AR(6) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6)	AR(6) AR(8) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6)
05	AR(2) MA(1) MA(3)	AR(1) AR(2) AR(3) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4)	AR(1) MA(1) MA(2) MA(5)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6)
06	MA(1) MA(2) MA(6)	AR(1) MA(6)	AR(1) MA(6)	AR(1) AR(2) AR(7) MA(3) MA(6)
07	C AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4)	AR(1) MA(3) MA(6) MA(7)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6) MA(7) MA(8) MA(9)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6) MA(7) MA(8) MA(9)
08	AR(1) MA(1) MA(2)	AR(1) MA(8)	AR(3) AR(8) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6) MA(7) MA(8)	AR(1) AR(6) MA(8)
09	MA(1) MA(2)	C AR(1) MA(3) MA(9)	AR(1) AR(2) AR(3) AR(4) AR(5) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6) MA(7) MA(8)	AR(1) AR(5) MA(9)
10	AR(6) MA(1) MA(2)	AR(1) MA(10)	AR(1) AR(2) AR(3) AR(4) AR(5) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6) MA(7) MA(8) MA(9)	AR(1) AR(6) MA(10)
11	AR(1)	AR(1) MA(6) MA(11)	AR(1) AR(6) MA(11)	AR(1) AR(6) MA(11)
12	AR(1)	AR(1) MA(12)	AR(1) MA(12)	AR(1) AR(3) MA(3) MA(12)

Nota: Todos os regressores são significativos a 5% de confiança.