

Previsões de razões ótimas de hedge para a manga exportada brasileira

Forecasting of optimal hedge ratios for the Brazilian exported mango

Abdinaldo Moreira Barreto de Oliveira

Universidade Tecnológica Federal do Paraná

Joséte Florencio dos Santos

Universidade Federal de Pernambuco

Abstract

This study forecast the effective's optimal hedge ratios in diminishing the risk price of Brazilian mango exported, by futures markets. It was collected 300 monthly average mango prices US\$ FOB/kg, between 1989 and 2013, from the site AliceWeb2. It was used the ARIMA models to forecast the futures prices. It was built 48 scenarios for each hedging approach used in this study: Minimum Variance, Mean-Variance and BEKK-GARCH. The futures contracts with maturities of 05 and 09 months had the best hedge effectiveness averages (35% and 36%), with optimal hedge ratios of 86.5% and 75.1%, in short positions. In practical matters, the BEKK-GARCH dynamic model had satisfactory hedge results only in large periods, showing its sensibility towards the size, and the prevalence of statics hedge approach in small periods.

Keywords

price risk; mango exported; ARIMA model; Hedging approaches; futures markets.

JEL Codes C220; G130; G170.

Resumo

Este estudo prevê as razões ótimas de hedge efetivas na mitigação do risco de preço da manga exportada brasileira, em mercado de futuros. Foram coletados 300 preços médios mensais US\$ FOB/kg de manga entre 1989 e 2013 no site AliceWeb2. Foram usados os modelos ARIMA para prever os preços futuros. Elaborou-se 48 cenários para cada abordagem de hedging empregada no estudo: Variância Mínima, Média-Variância e BEKK-GARCH. Os contratos futuros com vencimento de 05 e 09 meses tiveram as melhores médias na efetividade do hedge (35% e 36%), com razões ótimas de hedge de 86,5% e 75,1%, em posições vendidas. Em termos práticos, o modelo dinâmico BEKK-GARCH teve resultados satisfatórios de hedge somente em períodos grandes, apontando assim a sua sensibilidade para com o tamanho e a prevalência das abordagens estáticas de hedge em períodos pequenos.

Palavras-chave

risco de preço; manga exportada; modelo ARIMA; abordagens de Hedging; mercados futuros.

Códigos JEL C220; G130; G170.

1 Introdução

O panorama que conduz o desenvolvimento desta pesquisa é o da viabilidade de implantação de mercados futuros para a fruticultura exportadora brasileira.

Essa discussão fora iniciada por Ferreira e Sampaio (2009), ao propor tais mercados tanto como uma solução alternativa ao mercado *spot* (ou à vista), bem como um impulsionador das exportações da uva e da manga brasileiras, dado que o risco de preço presente nas operações de compra e venda poderia ser transferido entre os agentes econômicos envolvidos. Ademais, o processo de descoberta de preços estaria mais esclarecido, afetando positivamente a eficiência, a competitividade e as negociações nesse mercado internacional.

Nessa esteira, Gilbert e Morgan (2010) chamam a atenção para o aumento do interesse por parte dos agentes econômicos que transacionam *commodities* agrícolas com ferramentas do mercado financeiro voltadas para a gestão do risco de preço, destacadamente os mercados de futuros, por terem menores custos operacionais que os contratos a termo negociados nas principais bolsas de valores mundiais.

Além disso, esses instrumentos financeiros contribuiriam para a diminuição de possíveis prejuízos monetários ao longo do sistema agroindustrial envolvido, particularmente porque são desenhados para lidar com situações de incerteza, funcionando como uma estratégia de diversificação do portfólio mercado *spot*/futuros (Murphy *et al.*, 2012; Tadesse *et al.*, 2014).

Todavia, ainda não existem contratos futuros para a manga exportada brasileira, o que mantém seus exportadores expostos aos fatores de risco de preço, tal como ocorrido diante da crise financeira mundial de 2008. No Vale do Submédio São Francisco, principal polo exportador, os preços da manga caíram, em média, 30% por dois principais fatores: (1) forte desvalorização do Dólar (US\$) em relação ao Real (R\$) e (2) volume exportado superior ao projetado (Mandl; Barros, 2009), num formato exclusivo de mercado *spot*.

Assim, o objetivo geral deste artigo é identificar as razões ótimas de hedge que seriam efetivas na atenuação do risco de preço da manga exportada brasileira, num hipotético mercado de futuros. Como objetivos específicos, tem-se: 1) obter as equações de previsão dos preços futuros

via modelos de séries temporais; 2) calcular as razões ótimas de hedge via abordagens de hedging estáticas e dinâmicas.

A escolha da manga se deu por ter sido uma das frutas frescas analisadas anteriormente por Ferreira e Sampaio (2009) quanto à implantação de seu contrato futuro, bem como por ela ter sido a quarta principal fruta fresca exportada, entre as 14 principais frutas frescas exportadas brasileiras entre 1997 e 2008 (Bueno; Baccharin, 2012).

Ainda sobre o mercado internacional da manga *in natura*, o Brasil é o 7º maior produtor e o 4º maior exportador. Cerca de 95% das exportações são do Vale do submédio São Francisco (notadamente o polo frutícola Petrolina, PE, - Juazeiro, BA), que em 2012 exportou 107 toneladas de manga avaliadas em US\$ FOB 110 milhões, tornando-se a fruta que mais gerou receita de exportação para o Brasil. Além disso, vale salientar que a receita com exportações de manga, entre 1995 e 2005, cresceu 257% (Lima; Silva; Santos, 2013).

E em relação ao Valor Adicionado Bruto (VAB) da Agropecuária brasileira, Petrolina (PE) ocupou, em 2012, a 24ª posição entre os 100 maiores municípios brasileiros do setor, contribuindo com R\$ 436 milhões (Brasil, 2014b). Em 2010, ela já ocupou a 2ª posição, com um VAB de R\$ 620 milhões (Brasil, 2012).

Ademais, este estudo intenta aprofundar e avançar nos resultados obtidos por Ferreira e Sampaio (2009), trazendo a incerteza na avaliação de um possível contrato futuro para a manga exportada, similar ao estudo de Oliveira e Santos (2015) para a uva exportada.

A seguir, o artigo está assim formatado: na seção dois tem-se o referencial teórico-analítico para a previsão de preços futuros; na três é descrita a metodologia; na quarta seção são debatidos os resultados; e na quinta, são trazidas as conclusões do estudo.

2 Fundamentação teórica

2.1 Formação de preços em mercados futuros

Na literatura sobre mercados futuros, Carlton (1984) explica que sua função primordial é, através de contratos padronizados, diminuir os custos de transação entre compradores e vendedores, ajudar os produtores a plane-

jarem a sua produção futura e, especialmente, gerar liquidez nos contratos firmados entre os agentes econômicos envolvidos, com consequente redução do risco de preço.

Para participar com sucesso no mercado de futuros, uma *commodity* deve apresentar certas características: a) incerteza dos preços; b) correlação entre os preços de produtos ligeiramente diferentes; c) grande número potencial de participantes interessados e de estrutura industrial; d) grande valor de transações; e) preço livremente determinado e com ausência de regulação (Carlton, 1984).

No único exemplo prático e historicamente registrado sobre o uso de ferramentas de gestão de riscos no agronegócio de frutas – *Bolsa de Futuros de Cítricos y Mercadorias* (FC&M), em Valência, Espanha – Boteon, Sanches e Azevedo Filho (1997) comentaram que as principais razões que influenciaram na ocorrência 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.

No contexto da manga¹ exportada brasileira, Ferreira e Sampaio (2009) evidenciaram situações favoráveis à implantação de um contrato futuro quanto: 1) à perecibilidade e capacidade de armazenagem; 2) à homogeneidade e capacidade de mensuração; 3) à volatilidade; 4) ao tamanho do mercado e 5) à formação de expectativa de preços.

E em se tratando da definição do comportamento dos preços em mercados futuros, Working (1949) teorizou uma relação de intertemporalidade entre os preços *spot* e futuros de *commodities* de consumo, cujos estoques existentes possuem um papel importante nesta relação: requerer o retorno (ou o preço) necessário para armazenagem dessas *commodities* entre duas datas diferentes.

Caso esse preço de armazenagem também reflita as expectativas do mercado em relação à disponibilidade futura de certa *commodity*, ele leva em

1 Sobre o mercado interno da manga, Sobel *et al.* (2011) propuseram um Índice de Coordenação Vertical para avaliar as estruturas de governança presentes nas transações dos pequenos produtores do polo Petrolina (PE)-Juazeiro (BA), construído via modelo logit ordenado. Seus resultados indicaram que esse produtor tem a probabilidade de 10,4% de estar situado na categoria Mercado (sem contratos), de 76,6% de estar na categoria Híbrido Fraco (contratos informais), 13% de estar na categoria Híbrido Forte (contratos formais), e 0% de estar na categoria Hierarquia (estrutura verticalizada). Nesses termos, Carlton (1984) explica que quanto menor for a integração vertical entre as firmas, mais propício é o ambiente para a implantação de um mercado de futuros, *certeris paribus*.

consideração um retorno de conveniência (*convenience yield*), isto é, as vantagens de se ter o ativo físico ao invés de um contrato futuro: quanto maior for a chance de escassez, maior será o retorno de conveniência (Brennan; Schwartz, 1985; Hull, 2012). Em termos matemáticos, Fama e French (1987) explicam a Teoria da Armazenagem de Working (1949) pela equação (1):

$$\frac{F(t, T) - S(t)}{S(t)} = R(t, T) + \frac{W(t, T) - C(t, T)}{S(t)} \quad (1)$$

cujo $F(t, T)$ é o preço futuro no tempo t para a entrega da *commodity* no tempo T , $S(t)$ é o preço *spot* em t , $R(t, T)$ é a taxa de juros, $W(t, T)$ é o custo marginal de armazenagem, $C(t, T)$ é o retorno marginal de conveniência por unidade adicional estocada, e a diferença entre $F(t, T)$ e $S(t)$ é chamada de Base, medida em termos de retorno.

Por um modelo de regressão linear múltipla,² Fama e French (1987) confirmaram os efeitos da sazonalidade nas variações da Base, que de acordo com a Teoria da Armazenagem, tais variações sazonais nos estoques provocam sazonalidade no retorno marginal de conveniência e na Base. Vinte e seis anos depois, Brooks, Prokopczuk e Wu (2013), com uma base de dados maior e aplicando a mesma metodologia de Fama e French (1987), obtiveram os mesmos efeitos da sazonalidade nas variações da Base, aumentando assim a contribuição teórico-empírica para a consolidação da Teoria da Armazenagem para explicar a relação de intertemporalidade entre os preços *spot* e futuros de *commodities* de consumo.

De modo mais simples, Hull (2012) mostra que os preços futuros podem ser obtidos pela equação (2), ainda empregando a Teoria da Armazenagem:

$$F_0 = S_0 e^{(r+u-y)T} \quad (2)$$

cujo F_0 é o preço futuro, S_0 é o preço *spot*, r é a taxa de juros livre de risco capitalizada continuamente, e representa o número neperiano, u são os

2 O modelo proposto por Fama e French (1987) é $\frac{F(t, T) - S(t)}{S(t)} = \sum_{m=1}^{12} \alpha_m d_m + \beta R(t, T) + e(t, T)$,

cujo d_m é uma variável sazonal *dummy* com $d_m = 1$ se o contrato futuro vence no mês m , e $d_m = 0$ caso contrário; α_m é o coeficiente da variável sazonal *dummy* no mês m ; β é o coeficiente da taxa de juros e $e(t, T)$ é o termo de erro. Assim, as variáveis sazonais *dummies* são uma maneira indireta de captar as variações marginais do custo de armazenagem e do retorno de conveniência na equação (1), causadas pela sazonalidade na produção/demanda.

custos de armazenagem sendo uma proporção do preço à vista, γ é o retorno de conveniência e T o tempo até o vencimento do contrato futuro. Entretanto, certos aspectos devem ser considerados para a utilização da equação (2) na previsão hipotética do preço futuro da manga exportada brasileira, tais como a determinação dos parâmetros r , u e γ .

Sobre a taxa de juros livre de risco (r), não existe consenso sobre qual indicador deve ser utilizado no Brasil. Silveira, Famá e Barros (2002) encontraram evidências de que os retornos da Caderneta de Poupança e do Certificado de Depósito Interbancário (CDI) estariam de acordo com o conceito teórico de uma taxa de juros livre de risco. Já Simonassi (2006) estimou a taxa de juros livre de risco como um fator estocástico de desconto das 74 principais ações brasileiras entre 1994 e 2005. Por outro lado, Franklin Jr. *et al.* (2012) mostraram que devido às características do mercado financeiro brasileiro (insuficiência de instrumentos de renda fixa prefixada e baixa liquidez do mercado secundário), a estrutura a termo da taxa de juros (ETTJ) livre de risco precisa ser estabelecida a partir das taxas implícitas de instrumentos financeiros derivativos isentos de risco de crédito e liquidez, dado que ela não é diretamente verificável.

Quanto ao custo de armazenagem (u) de frutas no Brasil, a literatura acadêmica é bem escassa, cuja situação pode ser justificada admitindo-se a sua relevância estratégica para os produtores, com conseqüente confidencialidade desses valores. Até o momento, a única referência localizada foi Jesus, Carnellosi e Silva (2003), que desenvolveram um *software* para estimar o custo de armazenamento de frutas e hortaliças em câmaras refrigeradas, a partir de parâmetros preestabelecidos.

E em relação ao retorno de conveniência (γ), por sua natureza não observável, torna-se difícil a sua investigação empírica, sendo necessário o uso de métodos indiretos de observação (Fama; French, 1987; Brooks; Prokopczuk; Wu, 2013).

Diante dessas restrições, alternativamente é proposto o uso da análise de séries temporais como estimador dos preços futuros para a manga exportada brasileira.

De fato, a ideia de se utilizar modelos de previsão de séries temporais como instrumento decisório em operações com contratos futuros agropecuários no Brasil foi inicialmente apresentada por Bressan (2004), o qual elaborou previsões das cotações do mercado *spot* para sinalizar posições de compra e venda no mercado de futuros de boi gordo, café e soja na BM&FBOVESPA, em datas próximas do vencimento.

Ao realizar as previsões com os modelos ARIMA, os modelos Lineares Dinâmicos (ou estruturais) e as Redes Neurais Artificiais (ou algoritmos de aprendizado), Bressan (2004) mostrou, via Índice de Sharpe, que os modelos ARIMA apresentaram o melhor desempenho agregado de predição nos mercados futuros do boi gordo, café e soja, dada à sua rápida adaptabilidade e estrutura parcimoniosa quanto à sinalização de tendência de mercado com vistas às operações com contratos futuros. Nesses termos, o modelo ARIMA foi escolhido para a realização das previsões dos preços futuros da manga exportada brasileira.

Uma vez que na data do vencimento o preço futuro converge para o preço *spot* (Black, 1976; Hull, 2012), tais modelos de previsão possibilitariam um acompanhamento mais preciso do fortalecimento/enfraquecimento da Base ao longo do tempo. Logo, tal resultado abre possibilidades de estudo sobre seu uso na concepção de séries de preços futuros de produtos agrícolas que ainda não são negociados em bolsas de valores, como é o caso da manga exportada brasileira.

2.2 Previsão de preços via modelos ARIMA

O método da Análise de Séries Temporais permite a previsão de cotações futuras de uma variável, baseado tão somente em seus resultados passados, dispostos de maneira sequencial e em intervalos de tempo determinados pelo investigador. Logo, o modelo econométrico elaborado para a predição da série temporal possibilita aos dados avaliados “falarem por si”, sem necessitar de quaisquer teorias auxiliares para seu entendimento (Box; Jenkins; Reinsel, 1994).

Do universo de métodos econométricos de previsão acessíveis na literatura especializada, o modelo Autorregressivo Integrado e de Médias Móveis (ARIMA) trouxe um novo paradigma de instrumentos de predição de séries temporais, a partir do uso de três filtros para a estimativa das cotações futuras: o autorregressivo (AR), o de integração (I) e o de médias móveis (MA).

Os modelos AR(p) são aplicados na ocorrência de correlação entre os p valores observados na série temporal. Os modelos MA(q) analisam a estrutura de autocorrelação dos resíduos de previsão sempre que existir uma correlação entre a média móvel dos q termos de erros sucessivos na série

temporal. Mas se a série possui ambas as propriedades, os modelos podem ser juntados, criando um processo ARMA (p, q). Finalmente, o filtro I(d) é utilizado quando a série temporal não é estacionária (ou seja, é integrada), transformando-a de um passeio aleatório num ruído branco. Logo, 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.

Quadro 1 **Equações de previsão para o modelo ARIMA**

Método	Equação
AR(p)	$Y_t^* = \varphi_1 Y_{t-1}^* + \dots + \varphi_p Y_{t-p}^* + \varepsilon_t \equiv \varphi_p(B) Y_t^* = (1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p) Y_t^* = \varepsilon_t$ (3)
MA(q)	$Y_t^* = \mu - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \equiv \theta_q(B) \varepsilon_t = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) \varepsilon_t = Y_t^*$ (4)
ARMA(p, q)	$Y_t^* = \varphi_1 Y_{t-1}^* + \dots + \varphi_p Y_{t-p}^* - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \equiv \varphi_p(B) Y_t^* = \theta_q(B) \varepsilon_t$ (5)

Fonte: Morettin e Toloi (2006).

O Quadro 1 exhibe as equações de previsão segundo o modelo ARIMA (p, d, q), cujo Y_t^* é o valor calculado, φ_i é o coeficiente autorregressivo, θ_i 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).

Ainda sobre as aplicações do modelo ARIMA, é admissível que ao longo da série temporal surja o efeito da sazonalidade estocástica: a ocorrência de fenômenos numa periodicidade regular *s* cujo elemento sazonal muda conforme o tempo. Nessas situações, é indicada a adoção de um termo sazonal multiplicativo (SARIMA) do tipo (p, d, q)x(P, D, Q)_s, em que P indica a ordem do operador autorregressivo sazonal; D indica o número de diferenças sazonais; Q indica a ordem do operador de médias móveis sazonais; e *s* representa o período da sazonalidade. As equações que traduzem o modelo SARIMA, na sua forma polinomial reduzida *B*, são (Box; Jenkins; Reinsel, 1994; Morettin; Toloi, 2006):

$$\varphi_p(B) \Phi_p(B^s) \nabla^d \nabla_s^D Y_t^* = \theta_q(B) \Theta_Q(B^s) \varepsilon_t \tag{6}$$

$$\underbrace{(1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p)}_{AR(p)} \underbrace{(1 - \Phi_1 B^S - \dots - \Phi_p B^{PS})}_{AR(P)Sazonal} \underbrace{(1 - B)^d}_{Diferença} \underbrace{(1 - B^S)^D}_{Dif. Sazonal} Y_t^* = \underbrace{(1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)}_{MA(q)} \underbrace{(1 - \Theta_1 B^S - \dots - \Theta_Q B^{QS})}_{MA(Q)Sazonal} \varepsilon_t \tag{7}$$

cujo $\varphi_p(B)$ indica os termos autorregressivos de ordem p $AR(p)$; $\Phi_p(B^s)$ mostra o termo autorregressivo sazonal s de ordem P ; ∇^d é o operador de diferenças simples; ∇_s^D é o operador de diferenças sazonais, Y_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.

Em termos empíricos, Lima, Silva e Santos (2013) empregaram o supracitado modelo para estudar o comportamento dos preços trimestrais da manga exportada brasileira entre 2004 e 2012, encontrando satisfatoriamente um modelo SARIMA (4, 1, 1)x(0, 1, 3).

2.3 Abordagens estáticas e dinâmicas de hedging para mercados futuros

A respeito das várias alternativas de cálculo para a razão ótima de hedge, Chen, Lee e Shrestha (2003) mostraram que elas podem ser classificadas em duas abordagens: a estática, por conceber como constante a razão de hedge ao longo do tempo e por ser aferida por distribuições de probabilidade incondicionais; e a dinâmica, que aceita que a razão de hedge mude ao longo do tempo, estimada por distribuições de probabilidade condicionais. Aqui são exibidas e debatidas teoricamente duas abordagens estáticas e uma dinâmica, pontuando suas particularidades quanto ao seu emprego.

A partir da Teoria do Portfólio de Markowitz (1952), Johnson (1960) mostrou a sua ideia para uma teoria sobre hedging e especulação para o mercado futuro de *commodities*, considerando a motivação dos investidores em reduzir o risco de preço de suas operações. Assim, o retorno R esperado do portfólio pelo investidor é calculado pela equação:

$$E(R_h) = x_i R_i + x_j R_j \quad (8)$$

cujos R_i e R_j são os valores médios das variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 presentes nos mercados i (*spot*) e j (futuros), x_i é o número de unidades físicas mantidas no mercado i (*spot*), e x_j é o número de posições tomadas no mercado j (futuros). E a variância de R_h é calculada pela equação:

$$V(R_h) = x_i^2 \sigma_i^2 + x_j^2 \sigma_j^2 + 2x_i x_j cov_{ij} \quad (9)$$

cujos σ_i^2 e σ_j^2 são as variâncias das variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 presentes nos mercados i e j , e cov_{ij} representa a covariância das variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 presentes nesses mercados. Para minimizar o risco medido por $V(R_h)$, aplica-se a derivada parcial da equação (9) em relação a x_j e igualando-a a zero, tem-se:

$$\frac{\partial V(R_h)}{\partial x_j} = 0 \rightarrow \frac{x_j}{x_i} = -\frac{cov_{ij}}{\sigma_j^2} = -\rho \frac{\sigma_i}{\sigma_j} \quad (10)$$

cujos 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 ρ 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 são vendidas (*short*), indicando a relação oposta e pareada ente os mercados *spot* e futuros.

Ao reorganizar a equação (10) em função de x_j e aplicando-a na equação (9), tem-se uma expressão que Johnson (1960) definiu como efetividade do hedge (HE), porque intenta em medir a redução relativa de $V(R_h)$ sobre σ_i^2 :

$$HE = \left(1 - \frac{V(R_h)}{x_i^2 * \sigma_i^2} \right) = \rho^2 \quad (11)$$

Nesses termos, observa-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 da Variância Mínima (VM), e sua aceitação imediata entre os investidores se deu pela simplicidade de seus cálculos (Chen; Lee; Shrestha, 2003) e pela sua consistência com o modelo de utilidade esperada (sob certas condições específicas), não importando a função utilidade elegida (Lien; Tse, 2002).

Todavia, um dos entraves da abordagem VM ocorre por ela não considerar o retorno esperado do portfólio hedgeado durante o cálculo de H . Nesse contexto aparece a abordagem da Média-Variância (MV), que contempla a maximização de uma dada função utilidade U que simbolize o portfólio mercado *spot*/futuros, ao invés de somente procurar minimizar a sua variância e aceitar o seu respectivo retorno. Isto se dá porque os investidores querem, ao mesmo tempo, maximizar os retornos e minimizar os riscos (Markowitz, 1952).

Assim, Anderson e Danthine (1980, 1981) foram um dos precursores a demonstrar uma função utilidade quadrática³ que lidasse com o *trade-off* risco [Var(U)] e retorno [E(U)], a partir da maximização da equação (12):

$$\text{Max } E(U) - \frac{1}{2} * A * \text{Var}(U) \quad (12)$$

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

Se aceitar que $E(U)$ é a função de retorno do portfólio dada em (8) e que $\text{Var}(U)$ é a função de risco dada em (9), é perceptível que o investidor buscará uma razão ótima de hedge H que maximize essa diferença, a partir da variável A . Nessa ótica, não existe apenas um único ponto ótimo, mas um conjunto de pontos ótimos em função dos graus de aversão a perdas dos investidores. Portanto, a equação (12) é reescrita conforme a equação (13), conhecida como certeza do retorno equivalente (Hsin; Kuo; Lee, 1994):

$$\text{Max } V(E(R_h); \sigma_h^2; A) = E(R_h) - \frac{1}{2} * A \sigma_h^2 \quad (13)$$

$$\frac{\partial V(E(R_h); \sigma_h^2; A)}{\partial h} = 0 \rightarrow H = \frac{E(R_f)}{A \sigma_f^2} - \rho \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \quad (14)$$

$$HE = \begin{cases} 1 - \frac{R_h^{ce}}{R_s^{ce}}, se R_s^{ce} < 0 \\ \frac{R_h^{ce}}{R_s^{ce}} - 1, se R_s^{ce} > 0 \end{cases} \quad (15)$$

em que σ_s e σ_f são os desvios-padrão das variações de preço (Δ) entre t_1 e t_2 presentes nos mercados *spot* e futuros. A equação (14) mostra o resultado da derivada parcial da equação (13) em função de H e igualando-a a zero. A equação (15) mostra como calcular a efetividade do hedge da certeza do retorno equivalente (Oliveira; Santos, 2015). Segundo Chen, Lee e Shrestha (2003), caso $A \rightarrow \infty$ [o grau de aversão do investidor tende ao infinito]

.....
³ A função utilidade quadrática é frequentemente empregada na literatura de economia e finanças por permitir que a análise média-variância seja expressa numa função de utilidade esperada. Mais detalhes ver Elton *et al.* (2004).

ou $E(R_f) = 0$ [a média dos retornos futuros é zero], a equação (14) torna-se a equação (10), indicando que a abordagem da Variância Mínima torna-se a melhor alternativa para calcular a razão ótima de hedge. Para uma melhor compreensão, o Gráfico 1 ilustra a evolução de H em função de A , com $A \rightarrow \infty$.

Gráfico 1 Razão ótima de hedge em função do grau de aversão ao risco



Fonte: Oliveira e Santos (2015).

Logo, ao comparar as abordagens estáticas acima descritas, é notado que a Variância Mínima é um caso contido dentro do conjunto de alternativas dadas pela Média-Variância, desde que uma dessas condições seja satisfeita: $A \rightarrow \infty$. ou $E(R_f) = 0$. Mas, caso $E(R_f) \neq 0$ e $A < \infty$, Lien e Tse (2002) noticiam que o primeiro termo da equação (14) é o componente de negociação especulativa que surge devido à presença de vieses nos mercados futuros, enquanto que o segundo termo é a usual posição ótima de hedge.

Todavia, o avanço nos estudos das séries históricas econômico-financeiras demonstrou que suas variâncias podiam mudar ao longo do tempo (Engle, 1982). Com esse achado, qualquer modelo de estimação da razão ótima de hedge baseado no binômio variância-covariância precisou ser atualizado, para assim considerar a natureza heterocedástica do termo de erro nas equações (Chen; Lee; Shrestha, 2003).

Além disso, a literatura especializada já reconhece amplamente que a volatilidade dessas séries históricas, além de se moverem junto ao longo do tempo, também se movem por meio de ativos e mercados, numa espécie de covolatilidade, o que justificou a criação de modelos heterocedásticos multivariados, os quais uma de suas aplicações é o cálculo da razão ótima de hedge condicionada, ou seja, variante no tempo (Bera; Higgins, 1993; Bauwens; Laurent; Rombouts, 2006).

Entre os vários modelos disponíveis, a proposta desenvolvida por Baba *et al.* (1991) é suficientemente abrangente e parcimoniosa na estimação de seus parâmetros, conhecida mundialmente como representação BEKK-GARCH:

$$H_t = C_0' C_0 + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q A_{ik}' \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' A_{ik} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^p B_{jk}' H_{t-j} B_{jk} \quad (16)$$

cujos C_0 , A_i , B_j são matrizes de ordem $(K \times K)$; C_0 é uma matriz triangular superior; p e q são as ordens do modelo GARCH; K é o número de séries usadas, e H_t é a matriz das variâncias-covariâncias condicionadas das séries analisadas. No modelo BEKK-GARCH, a razão ótima de hedge é calculada dividindo-se $h_{21,t}/h_{22,t}$, admitindo-se que a variância da série de preços *spot* e futuros é medida, respectivamente, por $h_{11,t}$ e $h_{22,t}$, e $h_{21,t}$ mensura a covariância entre elas.

Contudo, é importante se evitar generalizações plenas quanto à supremacia do modelo dinâmico sobre o estático, dado que os atributos estocásticos (Lien; Tse, 2002), o tamanho [pequena; grande] e o tipo [estimação; validação] da amostra (Lien, 2009) das séries de preços *spot* e futuros envolvidas é quem determinarão quais dos procedimentos serão adotados.

3 Metodologia

Este estudo visa identificar as razões ótimas de hedge que são efetivas na redução do risco de preço da manga exportada brasileira por meio de mercado de futuros. Epistemologicamente, ele está baseado no pós-positivismo, procurando evidências para refutar a conjectura atual de que não é possível usar ferramentas de hedging para a fruticultura exportadora (Azevedo, 2007), dando, portanto, prosseguimento ao debate começado por Ferreira e Sampaio (2009).

Sobre a estratégia de investigação empregada, é uma pesquisa quantitativa, do tipo descritiva e com perspectiva longitudinal. Foi realizado um levantamento, cujos dados alusivos à manga exportada foram coletados no site AliceWeb2 (Brasil, 2014a), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), conforme as codificações mostradas no Quadro 2.

Segundo o Quadro 2, é notório que o mesmo produto apresenta mais de uma codificação e mais de um código AliceWeb2. Isto ocorreu porque entre 1989 e 1996 o sistema de codificação adotado pelo MDIC foi a Nomenclatura Brasileira de Mercadorias (NBM); somente a partir de

1997 a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) substituiu a codificação anterior.

Quadro 2 **Codificação da manga segundo o AliceWeb2**

Produto	Tipo	Codificação	Código AliceWeb2
Manga	Fresca ou seca	NBM	0804500200
	Goiabas, mangas e mangostões, frescos e secos	NCM	08045000
	Fresca ou seca	NCM	08045020

Fonte: Brasil (2014a).

Além disso, também é visto que na mesma codificação a manga tinha mais de um código AliceWeb2. Isto se deve porque entre 1989 e 1996, ela tinha código único, independente de ser fresca ou seca; contudo, a partir de janeiro de 1997, todas as informações sobre suas exportações foram agregadas às da goiaba e dos mangostões, voltando a possuir código único somente a partir de agosto de 2003.

Para fins de formatação dos dados, 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 entre janeiro de 1989 e dezembro de 2013: peso líquido (kg) e valor exportado US\$ FOB (*Freight on Board*). Com elas, foi calculado o preço médio mensal US\$ FOB/kg, que é a variável-objeto dessa pesquisa (a menor escala temporal no site AliceWeb2 é mensal). Ocorrendo casos de dados perdidos (*missing values*), estes foram completados pela média aritmética dos valores dos períodos adjacentes, de maneira a possibilitar o correto uso dos modelos, bem como preservar quaisquer efeitos de sazonalidade presentes na série histórica. Dos 300 meses envolvidos, houve somente dois dados perdidos, consecutivos.

Seguiram-se, nesse momento, os mesmos procedimentos metodológicos de Oliveira e Santos (2015), assim descritos: as séries históricas de preço médio não foram deflacionadas ou inflacionadas por quaisquer índices, dado que o preço está em dólar. Possuindo a série histórica de preço médio, calculou-se 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 mensal entre t e d .

As séries de preço médio e *log* retorno foram decompostas 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 aconteceu da seguinte maneira:

1. O primeiro período (jan-1989 a dez-1993) foi usado para a *estimação* dos modelos econométricos e de hedging iniciais, cujos testes e análises ocorreram no período subsequente (jan-1994 a dez-1998), ou de *validação*;
2. Em seguida, o período de validação foi unificado ao de estimação, tendo-se um novo período de estimação com 60 observações a mais (jan-1989 a dez-1998), que foi usado para recalcular os modelos econométricos e de hedging, cujos testes e análises aconteceram no período de validação seguinte (no caso, jan-1999 a dez-2003).

Os passos (1) e (2) foram repetidos até que o novo período de estimação tivesse abrangido as 300 observações. Esse procedimento reajustou quinzenalmente os modelos econométricos e de hedging pelos agentes econômicos, de maneira que novos eventos econômicos, refletidos no preço da manga, fossem incorporados nos coeficientes de previsão e de hedging.

A respeito dos modelos ARIMA para previsão dos preços futuros, cuja adoção está justificada na seção 2.1, primeiramente foi verificada a existência de raiz unitária nas séries de preço médio US\$ FOB/kg, via teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (Dickey; Fuller, 1979), com tendência e intercepto. Mas caso persistam divergências sobre o resultado do teste, foi empregado o teste KPSS (Kwiatkowski *et al.*, 1992), também com intercepto e tendência, conforme orientação de Brooks (2008). Em caso de aceitação da hipótese nula para a existência de raiz unitária no teste ADF e rejeição no KPSS, foram usadas as séries de *log* retorno, cujo comportamento se assemelha a um ruído branco.

Acatando o pré-requisito de estacionariedade, os correlogramas foram analisados com 36 defasagens, cujas funções de autocorrelação parcial (FACP) e autocorrelação (FAC) respectivamente apontaram a quantidade de termos AR(p) e MA(q) necessários ao modelo, bem como também a existência de sazonalidade estocástica SAR(P) e SMA(Q). Juntamente com a análise dos correlogramas, foi aplicado o Critério de Informação Bayesiano (BIC) de Schwarz (1978) após a maximização da função de log verossimilhança, com vistas a manter o mais parcimoniosamente possível o modelo proposto.

Em seguida, foram executados os diagnósticos dos modelos obtidos, averiguando-se a presença de correlação serial pelos correlogramas dos resíduos juntamente com o teste Breusch-Godfrey LM (B-G), com 10 de-

fasagens (Breusch, 1978; Godfrey, 1978), e a presença de heterocedasticidade na variância, a partir dos correlogramas do quadrado dos resíduos. Detectando-se a presença de correlação serial, o modelo é revisado até ela ter sido suprimida. Em caso de acontecimento de heterocedasticidade na variância, usou-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). Finalmente, a capacidade de previsão dos modelos foi medida pela estatística U_1 de *Theil* (Bliemel, 1973).

Sobre o cálculo da razão ótima, foram usadas as equações (10), (13) e (16); para a efetividade do hedge, as equações (11) e (15). Pelo modelo com a melhor capacidade de previsão, foram auferidos os preços futuros previstos. Depois, as séries de variações de preço (Δ_L) foram computadas para os preços *spot* e futuro pela equação (17):

$$\Delta_{(L)} = P_{(t)} - P_{(t-L)} \quad (17)$$

cujo $L \in [1, 12]$ assinala o prazo de vencimento mensal dos contratos futuros hipotéticos, numa janela móvel⁴ em que a cada mês um novo contrato futuro é comercializado.

Assim o contrato futuro da manga exportada teve 48 cenários possíveis de hedge próprio para cada abordagem de hedging já descrita (04 períodos * 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 aumenta (Chen; Lee; Shrestha, 2004).

O cenário escolhido como efetivo foi aquele que apresentou a maior efetividade de hedge no período de validação, desde que sua razão ótima não passasse o hedge total ($0 < h \leq 1$), pois não foram admitidos quaisquer tipos de operações a descoberto: o exportador somente podia negociar exatamente a quantidade de frutas que tinha. Não foram considerados nas estimações os custos de transação/corretagem envolvidos.

Para a abordagem da Média-Variância, foram atribuídos valores de 01 a 50 para o parâmetro de risco A no método de Anderson e Danthine

.....
 4 Por exemplo, para $L=3$, isso significa que cada novo contrato tem vencimento em 3 meses. Assim, um contrato lançado em janeiro venceria em abril, lançado em fevereiro venceria em maio, e assim sucessivamente. Em todos os meses do estudo, um novo contrato foi lançado, em todos os vencimentos estimados (nota dos autores).

(1980, 1981), com o objetivo de 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 se observou que a taxa marginal de crescimento de H começa a ficar indiferente quanto à aversão ao risco.

Em relação à abordagem BEKK-GARCH, os modelos foram estimados pela equação (16), e sua efetividade de hedge calculada pela equação (11), em cada instante t . Calculados os valores de H e HE em cada instante t , obteve-se suas médias em cada período e cenário proposto, comparando-os em seguida com os resultados das abordagens estáticas. O intuito foi observar qual das duas abordagens – estática ou dinâmica – oferecia o melhor hedge, seguindo as orientações de Lien e Tse (2002) e Lien (2009). Para a operacionalização deste estudo, utilizou-se o EViews 8[®] para a obtenção dos modelos ARIMA e BEKK-GARCH, e o pacote Solver[®] do MS Excel[®] para o cálculo de H ótimo e da HE .

4 Análise e discussão dos resultados

4.1 Exames dos modelos ARIMA na previsão dos preços futuros

Esta seção mostra os resultados que respondem o objetivo específico 1. A Tabela 1 exhibe os valores do teste ADF para a existência de raiz unitária tanto na série de preços médios como na série de \log retornos.

Na tabela, somente é perceptível a existência de raiz unitária nas séries de preços médios nos períodos 3 e 4, independente do prazo de vencimento do contrato futuro. Para contornar o problema da raiz unitária nesses casos, foram construídas 12 séries de \log retorno com a equação $r_{t,d} = \ln(P_t / P_{(t-d)})$, $d \in [1, 12]$ (incluindo também os períodos 1 e 2, para fins de padronização das análises), e ao aplicar novamente o teste ADF, majoritariamente viu-se a ausência de raiz unitária nessas séries, com significância estatística de 5%.

Contudo, em três casos (marcados com *), a presença da raiz unitária parece não ter sido dirimida nas séries de \log retorno. Logo, eles foram submetidos ao teste KPSS, cujos resultados revelaram a estacionariedade dessas séries a 1% de significância, com valores críticos assintóticos menores que 0,216 (Kwiatkowski *et al.*, 1992, p.166).

Tabela 1 *P-values* do teste ADF nas séries de preço e log retorno da manga exportada

Prazo (mês)	Período 1 01/1989 a 12/1993		Período 2 01/1989 a 12/1998		Período 3 01/1989 a 12/2003		Período 4 01/1989 a 12/2008	
	Preço	Log retorno	Preço	Log retorno	Preço	Log retorno	Preço	Log retorno
01	0,000	0,000	0,000	0,000	0,153	0,000	0,058	0,000
02	0,000	0,000	0,000	0,000	0,153	0,000	0,058	0,000
03	0,000	0,000	0,000	0,000	0,153	0,000	0,058	0,000
04	0,000	0,000	0,000	0,000	0,153	0,000	0,058	0,000
05	0,000	0,021	0,000	0,000	0,153	0,000	0,058	0,000
06	0,000	0,020	0,000	0,000	0,153	*0,063	0,058	0,015
07	0,000	0,005	0,000	0,007	0,153	0,010	0,058	0,001
08	0,000	0,013	0,000	0,000	0,153	0,000	0,058	0,000
09	0,000	0,036	0,000	0,044	0,153	0,006	0,058	0,001
10	0,000	0,015	0,000	0,000	0,153	0,039	0,058	0,011
11	0,000	0,002	0,000	0,000	0,153	*0,099	0,058	0,034
12	0,000	0,011	0,000	0,000	0,153	0,000	0,058	*0,109

Fonte: Dados da pesquisa.

Uma vez confirmada a ausência de raiz unitária nas séries de *log* retorno, estimou-se 48 equações de previsão, balizadas pela análise de seus correlogramas e do cálculo do Critério de Informação Bayesiano (BIC), mostradas no apêndice do artigo na sua forma reduzida. Em relação ao uso de modelos SARIMA, eles foram necessários em cinco equações (10% do total). De maneira geral, não é possível generalizar a existência de sazonalidade na série de *log* retornos, muito embora a série do volume exportado tenha ares de sazonalidade anual, com picos de venda nos meses de outubro e novembro (Oliveira; Crisóstomo, 2015).

Além disso, foi identificada uma variedade no grau de complexidade das equações de previsão estimadas, indo de um modelo MA(2) (mais simples) até um modelo SARIMA (1,2)x(6,12) (mais complexo). Todavia, a Tabela 2 mostra a parcimoniosidade desses modelos pelos resultados do BIC, dado que eles começam a ficar negativos a partir do período 3, e quanto menor o BIC, melhor. E sobre a ausência de correlação serial nos resíduos, ela foi confirmada pelo teste B-G com 10 defasagens, dado que os resultados dos *p-values* foram maiores que 1%.

Tabela 2 Diagnóstico das equações de previsão para os preços futuros da manga exportada

Prazo (mês)	Período 1					Período 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	0,239	0,340	0,893	0,690	0,211	0,221	0,389	0,915	0,311	0,170
02	0,565	0,450	0,600	0,504	0,203	0,529	0,446	0,898	0,202	0,171
03	0,608	0,471	0,644	0,309	0,202	0,545	0,493	0,582	0,207	0,184
04	0,625	0,459	0,824	0,296	0,205	0,548	0,507	0,594	0,124	0,186
05	0,627	0,518	0,493	0,661	0,211	0,520	0,489	0,689	0,091	0,180
06	0,805	0,013	0,260	0,550	0,179	0,523	0,548	0,792	0,335	0,181
07	0,619	0,535	0,607	0,436	0,204	0,564	0,484	0,486	0,297	0,179
08	0,639	0,481	0,552	0,205	0,208	0,532	0,580	0,493	0,582	0,190
09	0,651	0,340	0,372	0,388	0,202	0,585	0,489	0,352	0,204	0,183
10	0,465	0,788	0,671	0,065	0,222	0,598	0,506	0,349	0,198	0,181
11	0,599	0,522	0,643	0,830	0,216	0,578	0,603	0,874	0,220	0,182
12	0,597	0,481	0,335	0,183	0,222	0,502	0,588	0,295	0,232	0,186
Prazo (mês)	Período 3					Período 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	0,206	0,024	0,578	0,053	0,155	0,176	-0,225	^o 0,154	^{oo} 0,843	0,140
02	0,524	0,104	0,588	*0,094	0,158	0,517	-0,206	^o 0,279	^{oo} 0,995	0,144
03	0,573	0,135	0,470	*0,231	0,156	0,586	-0,154	^o 0,407	^{oo} 0,999	0,137
04	0,579	0,129	0,729	0,122	0,155	0,598	-0,134	^o 0,347	^{oo} 0,999	0,138
05	0,502	0,038	^o 0,093	0,976	0,165	0,575	-0,055	0,333	0,046	0,134
06	0,566	-0,405	^o 0,492	^{oo} 0,784	0,157	0,593	-0,547	^o 0,075	^o 0,364	0,136
07	0,553	0,015	^o 0,260	^{oo} 0,971	0,165	0,596	-0,393	^o 0,113	^{oo} 0,984	0,138
08	0,534	-0,098	^o 0,577	^{oo} 0,413	0,157	0,549	-0,260	^o 0,359	^{oo} 0,362	0,139
09	0,574	-0,226	^o 0,301	^{oo} 0,835	0,165	0,587	-0,376	^o 0,270	^{oo} 0,201	0,144
10	0,596	-0,239	^o 0,589	^{oo} 0,483	0,165	0,598	-0,449	^o 0,293	^{oo} 0,757	0,143
11	0,540	-0,057	^o 0,241	^{oo} 0,878	0,166	0,583	-0,450	^o 0,210	^{oo} 0,565	0,141
12	0,539	-0,417	^o 0,536	^{oo} 0,734	0,161	0,552	-0,504	^o 0,038	^{oo} 0,772	0,142

* Valores do teste estatístico LM de Engle (1982, p. 999-1000), com 10 defasagens, quando L-B Q < 1%, para dirimir quaisquer dúvidas sobre heterocedasticidade na variância. ** Resultado do teste LM com 09 defasagens. ^o Resultado da correlação serial L-B Q após a correção de heterocedasticidade. ^{oo} Teste LM-ARCH após a correção de heterocedasticidade.

A respeito da presença de heterocedasticidade na variância, ela foi detectada em 19 modelos (39,6%) concentrados nos períodos 3 e 4. Após aplicar os modelos da família GARCH quando demandados, os correlogramas do quadrado dos resíduos não obtiveram significância estatística com 10 defasagens, como mostra o teste Q de Ljung e Box (L-B Q) (1978), indicando assim a correção de heterocedasticidade na variância.

Adicionalmente, é relevante comentar que dos 19 modelos GARCH aplicados, 11 eram do tipo IGARCH, dado que a soma dos coeficientes α e β do seu equivalente GARCH ultrapassava 1. Esse dado mostra a existência de uma quebra estrutural na variância, indicando a existência de mais de um modelo econométrico que explique as várias estruturas econômicas nela presentes (Lamoureux; Lastrapes, 1990).

Quanto à interpretação do coeficiente de determinação R^2 ajustado, foi verificado que seus valores aumentam consideravelmente entre os vencimentos de dois e doze meses, se comparados aos valores observados para o vencimento de um mês. Dessa forma, isso indica que as melhores posições de hedge possam estar no intervalo [2,12], já que quanto mais próximos estiverem os valores atual e previsto (ou seja, quanto maior for R^2 ajustado), menor será o risco de base do contrato futuro.

Por fim, o teste U1 mostra a precisão dos modelos ARIMA estimados na previsão dos preços médio da manga exportada, incluindo ambos os períodos de estimação e de validação. Os dados descritos na Tabela 4 assinalam uma boa capacidade preditiva de tais modelos, uma vez que todos os valores de U1 calculados são menores ou iguais a 0,23, isto é, até 23% de desigualdade entre os valores atual e previsto, numa escala que varia de 0% (máxima igualdade) a 100% (máxima desigualdade). Vale ressaltar que os melhores valores de U1 foram calculados para os vencimentos no período 4.

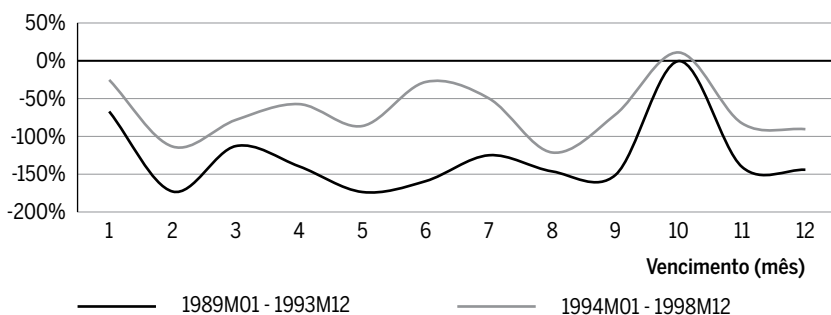
4.2 Exames das razões ótimas de hedge nos contratos futuros da manga

Nesta seção são mostrados os resultados que propõem responder o objetivo específico 2. Seguindo o método analítico de Oliveira e Santos (2015), já descrito na seção 3, 48 séries de preços futuros foram geradas, calculando-

-se depois as razões ótimas de hedge (H) pela abordagem da Variância Mínima [equação (10)], para cada prazo de vencimento e em cada período, esquematizados nos Gráficos 2 a 5.

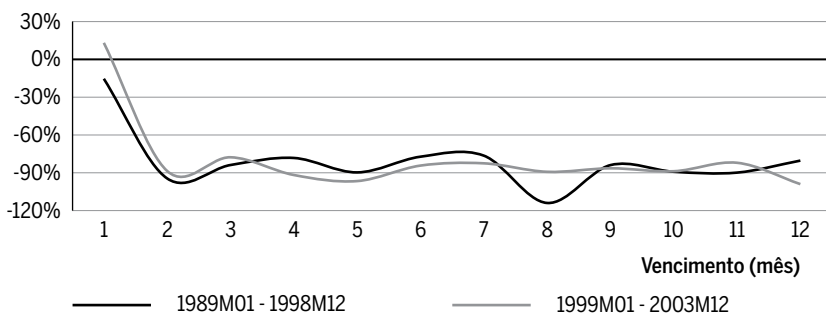
Neles, as séries de dados em preto/losango significam os valores de H obtidos no período de estimação, enquanto que as séries de dados em cinza/quadrado exibem os valores de H no período de validação. Essa comparação intenta mostrar a sua persistência entre os períodos, revelando-se profícua na validação dessa abordagem como estratégia de idealização de posições futuras de hedge. Portanto, é possível observar nos gráficos que à medida que o tamanho do período cresce, o hiato entre as razões H diminui, assinalando assim para o aumento da sua persistência entre os períodos, evidenciando a robustez dos resultados calculados para a razão ótima de hedge.

Gráfico 2 Razões de hedge para o Período 1



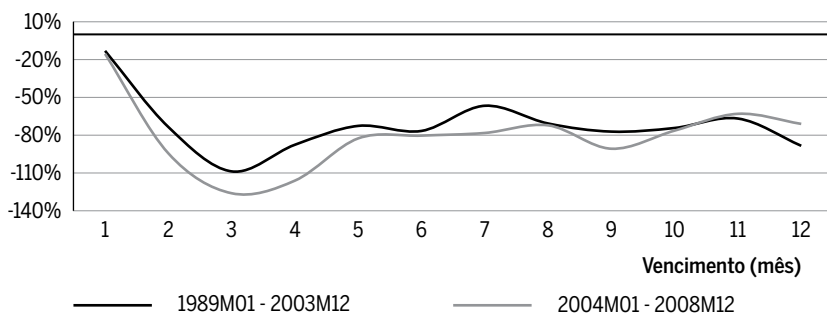
Fonte: Dados da pesquisa.

Gráfico 3 Razões de hedge para o Período 2



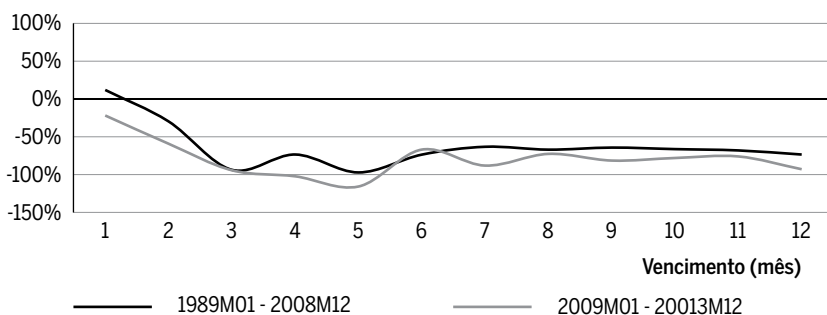
Fonte: Dados da pesquisa.

Gráfico 4 Razões de hedge para o Período 3



Fonte: Dados da pesquisa.

Gráfico 5 Razões de hedge para o Período 4



Fonte: Dados da pesquisa.

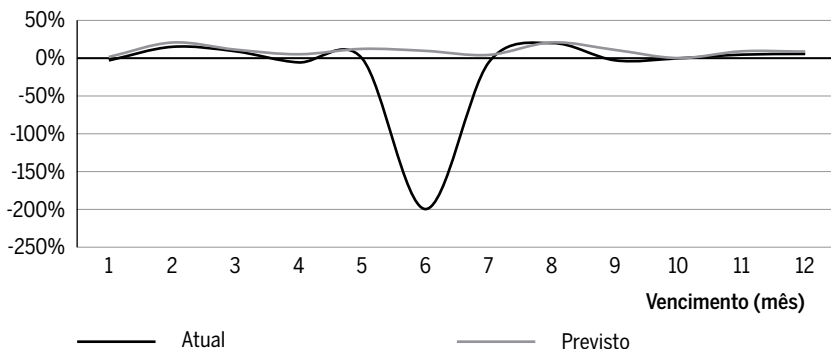
Numericamente, o grau de diferença padrão (GD) entre H_d (período de estimação) e H_f (período de validação) foi obtido pela equação (18), com $T = 12$:

$$GD = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (H_{d,t} - H_{f,t})^2}{T}} \quad (18)$$

Os valores de GD para os períodos 1, 2, 3 e 4 foram, nessa ordem, 69%, 14%, 15% e 20%, indicando, de novo, o aumento da persistência entre os períodos, com o aumento do tamanho do período. Diferentemente dos resultados obtidos por Oliveira e Santos (2015) para a uva exportada, aqui os valores médios de H se aproximam do hedge total (às vezes, até mesmo ultrapassando-o) à medida que o vencimento do contrato futuro aumenta para a manga exportada.

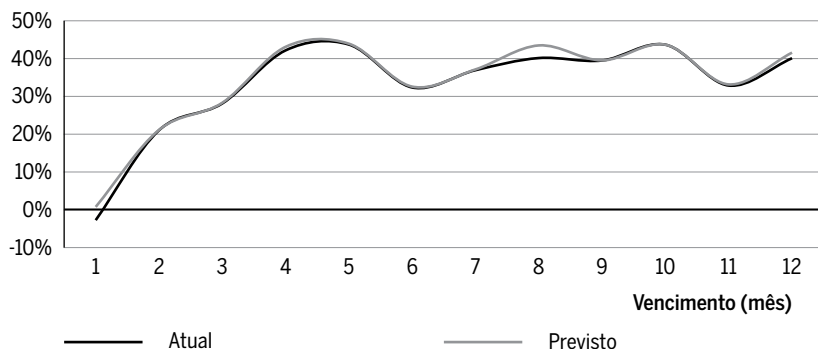
A média dos períodos apontou um valor de -86,5% para H num contrato com vencimento em 05 meses, e de -75,1% num vencimento em 09 meses. E a explicação de H ter sido negativo na maioria dos casos (a exceção se deu em vencimentos mensais) é porque tais posições no mercado de futuros teriam que ser vendidas (*short*). Sobre a efetividade das razões de hedge (HE), elas estão ilustradas nos Gráficos 6 a 9.

Gráfico 6 HE Período 1 (1994M01-1998M12)



Fonte: Dados da pesquisa.

Gráfico 7 HE Período 2 (1999M01-2003M12)

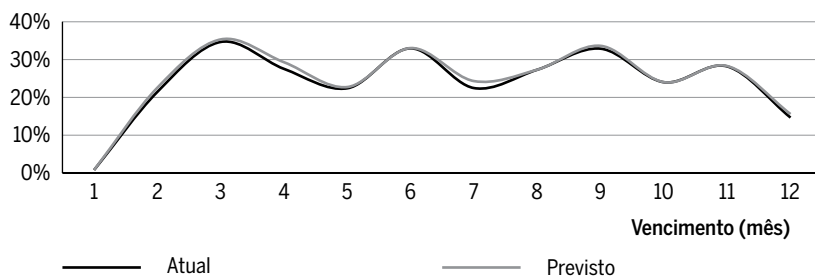


Fonte: Dados da pesquisa.

Nesses gráficos, as séries de dados em preto/losango indicam a HE de H obtida no período de estimação (atual) e adotada como medida de hedging no período de validação, enquanto que as séries de dados em cinza/quadrado mostram a HE de H obtida no período de validação (previsto).

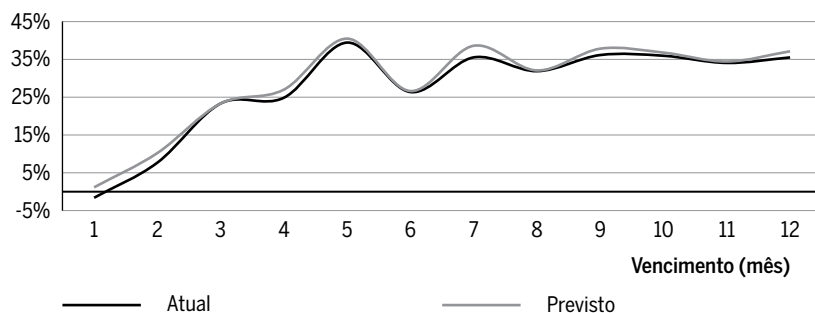
Visualmente, é exposta a diminuição da diferença entre esses valores atual e previsto à medida que o tamanho do período aumenta, efeito do incremento da persistência entre os períodos de H , confirmando novamente a robustez dos resultados calculados para a razão ótima de hedge.

Gráfico 8 HE Período 3 (2004M01-2008M12)



Fonte: Dados da pesquisa.

Gráfico 9 HE Período 4 (2009M01-2013M12)



Fonte: Dados da pesquisa.

Repetindo o procedimento anterior, ao usar a equação do grau de diferença padrão (GD) em HE (atual e previsto), com $T = 12$, foram obtidos os seguintes valores para os períodos 1, 2, 3 e 4, respectivamente: 61%, 1%, 1% e 2%. Tais resultados ratificam novamente o aumento da persistência entre os períodos, contribuindo positivamente na ratificação dessa abordagem como estratégia de idealização de posições futuras de hedge.

Numa média dos períodos (o período 1 foi descartado por ter sido considerado um *outlier*), notou-se que o contrato futuro com vencimento em nove meses foi o que apresentou a maior efetividade de hedge

($HE_{\text{atual}} = 36\%$; $HE_{\text{previsto}} = 37\%$), para um $H = -75,1\%$, seguido pelo contrato com vencimento em cinco meses ($HE_{\text{atual}} = 35\%$; $HE_{\text{previsto}} = 36\%$), para um $H = -86,5\%$. Apesar dos resultados bem próximos, o contrato futuro com vencimento em cinco meses apresentou uma maior constância do que o com vencimento em nove meses.

Ainda que o armazenamento da manga exportada seja de 2 a 3 semanas em *packing houses* (Ferreira; Sampaio, 2009), isso não inviabiliza a negociação de seus preços *a priori*: tais contratos futuros colaborariam para a redução da volatilidade detectada pelos modelos GARCH, substituindo-a pelo risco de base, que possui uma volatilidade menor, conforme atestado pela efetividade do hedge acima comentada.

Considerando nesse momento o uso da abordagem da Média-Variância (MV), o 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 ($A = \infty$).

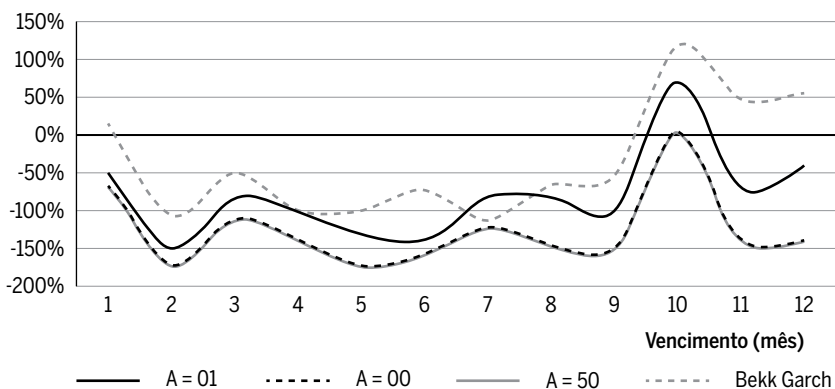
Com isso, verifica-se a relevância do componente de negociação especulativa (o 1º termo da equação [12]) no cálculo de H , que surge devido à presença de vieses no mercado de futuros. Adicionalmente, também foram obtidas as razões ótimas de hedge pelo modelo BEKK-GARCH, com vistas a observar se tal abordagem dinâmica tinha, em média, uma maior aversão/propensão ao risco do que as abordagens estáticas estudadas.

Os Gráficos 10 a 13 ilustram que à medida que o tamanho do período aumenta, a distância entre as razões ótimas de hedge dos agentes propenso e avesso ao risco tende a diminuir, em oposição aos resultados encontrados por Oliveira e Santos (2015) para a uva exportada, cuja distância aumentava. Em números, ao empregar a equação GD em H na abordagem MV, obteve-se as seguintes respostas para os períodos 1, 2, 3 e 4, nessa ordem: 53%, 18%, 4% e 10%, ratificando, mais uma vez, esta aproximação.

Ademais, esses gráficos mostram que o componente de negociação especulativa previsto na abordagem MV teve sua participação reduzida no cálculo dos valores de H , devido às mudanças surgidas nos cenários micro e macro econômicos inerentes da fruticultura ao longo do tempo, especialmente para a manga exportada.

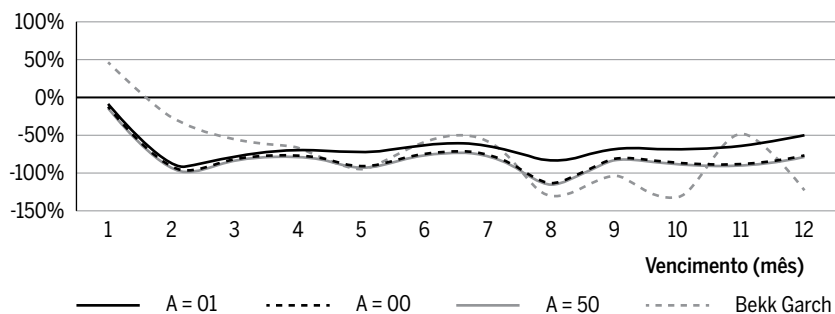
Ou seja, enquanto que no período 1 existia uma diferença entre o agente ser propenso ou avesso ao risco, tal situação foi praticamente indiferente no período 4.

Gráfico 10 H-MV para o período 1 (1989-1993)



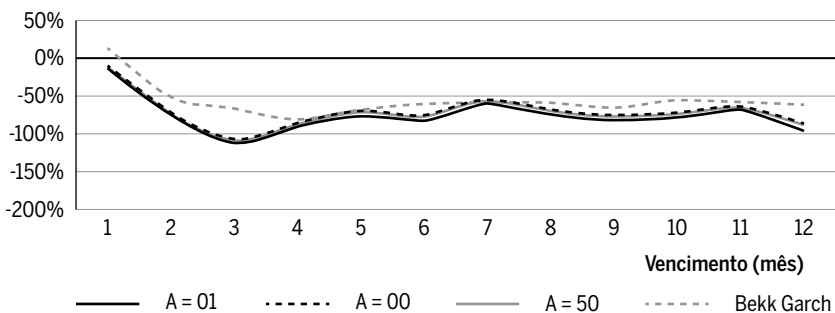
Fonte: Dados da pesquisa.

Gráfico 11 H-MV para o período 2 (1989-1998)



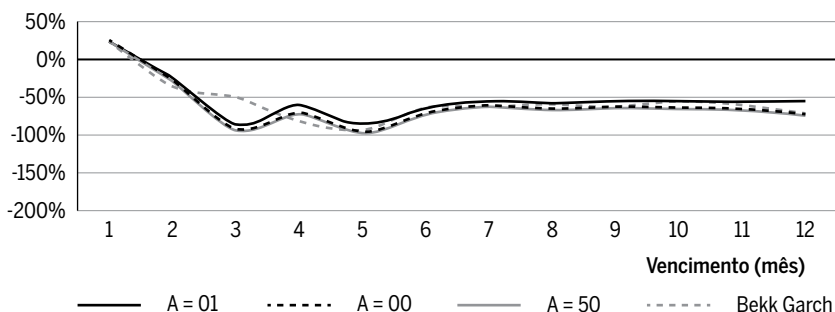
Fonte: Dados da pesquisa.

Gráfico 12 H-MV para o período 3 (1989-2003)



Fonte: Dados da pesquisa.

Gráfico 13 H-MV para o período 4 (1989-2008)



Fonte: Dados da pesquisa.

E sobre a abordagem BEKK-GARCH, os Gráficos 10 a 13 ilustram o quão sensível ela é em relação ao tamanho do período, conforme já atestado por Lien (2009). No período 1, os resultados médios de suas razões ótimas H foram mais propensos ao risco do que os resultados da abordagem MV com $A = 1$, indicando assim uma menor eficiência quanto ao propósito do hedging, em comparação com as abordagens estáticas. Contudo, à medida que o tamanho do período cresce, é percebida uma diminuição entre o hiato das razões H das abordagens estáticas e dinâmicas, que é confirmada ao se aplicar a equação GD, com $T = 12$ e $A \rightarrow \infty$: 107% (período 1), 37% (período 2), 19% (período 3) e 14% (período 4).

Assim, ao ter suas razões médias H bem próximas aos da Variância Mínima devido ao incremento no período, a abordagem BEKK-GARCH intenta em oferecer ao usuário uma alternativa de hedge mais inteligente, dado que contribuiria na mobilização de capital investido em custos de hedging antes imobilizados nas abordagens estáticas, e aproximadamente com o mesmo nível de efetividade do hedge.

5 Conclusão

O presente artigo indicou as razões ótimas de hedge que são efetivas na diminuição do risco de preço da manga exportada brasileira, via mercado de futuros, refutando provisoriamente a atual premissa da impossibilidade de uso de instrumentos de hedging para a fruticultura exportadora. Ademais, o estudo permitiu a obtenção *a priori* de tais razões ótimas de hedge,

quando normalmente elas são calculadas *a posteriori*, demandando a pronta existência e comercialização do contrato futuro em bolsa de valores.

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 23%, o que contribuiu de maneira concisa para a aproximação dos valores *spot* e futuros nos prazos de vencimento descritos, bem como na diminuição do risco de Base entre tais séries históricas.

Tendo a série de preços futuros, calculou-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 05 e 09 meses apresentaram as melhores médias na efetividade do hedge (35% e 36%, respectivamente), diminuindo assim a volatilidade inerente em seus preços.

Portanto, a resposta para o objetivo geral deste estudo é $H = -86,5\%$ para um contrato futuro com vencimento em 05 meses, e $H = -75,1\%$ para o vencimento em 09 meses.

Embora o armazenamento da manga exportada seja de 2 a 3 semanas em *packing houses*, isso não impede a definição de seus preços antes da sua entrega: tais contratos futuros contribuiriam para a redução da volatilidade detectada pelos modelos GARCH durante a previsão, trocando-a pelo risco de base, que tem uma volatilidade menor, referendada pelos resultados da efetividade do hedge.

Em oposição aos resultados de Oliveira e Santos (2015) para a uva exportada, empiricamente ficou indicado que, para a manga exportada, H tende para o hedge total à medida que o vencimento do contrato futuro cresce. Com isso, parece haver uma particularização dessa tendência com o tipo de cultura analisada, podendo estar relacionada com os aspectos da volatilidade dos resíduos na previsão, dado que aqui existem indícios de quebra estrutural na série de dados da variância, o que não foi identificado no estudo anterior.

Quanto à escolha entre as abordagens estáticas e dinâmicas, o modelo BEKK-GARCH somente apresentou resultados satisfatórios no período 4, indicando a sua sensibilidade para com o tamanho do período. Em termos práticos, fica a sugestão do uso das abordagens estáticas para períodos

pequenos, e a aplicação das abordagens dinâmicas com grandes períodos. Essa informação mostra-se relevante quando da introdução de novos produtos que visam nos mercados derivativos o uso do hedge.

Para os agentes econômicos envolvidos na exportação da manga brasileira, os resultados aqui encontrados contribuem como um protocolo para a formulação e operacionalização de um plausível contrato futuro para essa commodity, haja vista a expectativa inicial dos benefícios que esse instrumento financeiro trará na garantia de preço e de faturamento aos agentes econômicos em face dos riscos financeiros inerentes do setor.

Sobre estudos futuros, é sugerido: (a) o uso de novas maneiras de prever os preços futuros, com o objetivo de aumentar a acurácia na obtenção desses valores; (b) outras abordagens para o cálculo da razão ótima de hedge; (c) outras estratégias de hedging, em que um mercado de opções sobre futuros poderia ser testado e averiguada a sua efetividade, bem como o uso do *cross-hedging* com a série de preços futuros/opções de uma *commodity* atualmente negociada em bolsa de valores.

Referências

- ANDERSON, R. W.; DANTHINE, J. P. Hedging and joint Production: theory and illustrations. *The Journal of Finance*, v. 35, n. 2, p. 487-498, May 1980.
- ANDERSON, R. W.; DANTHINE, J. P. Cross Hedging. *Journal of Political Economy*, 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.
- BABA, Y.; ENGLE, R. F.; KRAFT, D. F.; KRONER, K. F. Multivariate simultaneous Generalized ARCH. *Discussion Paper 92-5*, Nov. 1991.
- BAUWENS, L.; LAURENT, S.; ROMBOUTS, J. V. K. Multivariate GARCH models: a survey. *Journal of Applied Econometrics*, v. 21, n. 1, p. 79-109, Jan./Feb., 2006.
- BERA, A. K.; HIGGINS, M. L. ARCH models: properties, estimation and testing. *Journal of Economic Surveys*, 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 Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. *Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior (AliceWeb)*. 2014a. Disponível em: <<http://aliceweb2.mdic.gov.br/>>. Acesso em: 31/01/2014.
- BRASIL. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Produto Interno Bruto dos Municípios 2010*. Contas Nacionais, n. 39. Rio de Janeiro: IBGE, 2012.
- BRASIL. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Produto Interno Bruto dos Municípios 2012*. Contas Nacionais, n. 43. Rio de Janeiro: IBGE, 2014b.
- BRENNAN, M. J.; SCHWARTZ, E. S. Evaluating natural resource investments. *The Journal of Business*, v. 58, n. 2, p. 135-157, Apr. 1985.
- 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.
- BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, v. 17, n. 31, p. 334-355, Dec. 1978.
- BROOKS, C. *Introductory econometrics for finance*. 2. ed. New York: Cambridge University Press, 2008.
- BROOKS, C.; PROKOPCZUK, M.; WU, Y. Commodity futures prices: more evidence on forecast power, risk premia and the theory of storage. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 53, n. 1, p. 73-85, Feb. 2013.
- 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.
- CARLTON, D. W. Futures markets: their purpose, their history, their growth, their success and failures. *The Journal of Futures Markets*, v. 4, n. 3, p. 237-271, fall, 1984.
- CHEN, S. S.; LEE, C. F.; SHRESTHA, K. Futures hedge ratio: a review. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 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. *The Journal of Futures Markets*, 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*, v. 74, n. 366, p. 427-431, jun., 1979.
- ELTON, E. J.; GRUBER, M. J.; BROWN, S. J.; GOETZMANN, W. N. *Moderna teoria de carteiras e análise de investimentos*. São Paulo: Atlas, 2004.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 987-1007, jul., 1982.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Commodity futures prices: some evidence on forecast power, premiums and the Theory of Storage. *The Journal of Business*, v. 60, n. 1, p. 55-73, jan., 1987.

- 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 Desenhahia*, Salvador, n. 11, p. 67-98, set., 2009.
- FRANKILN JR., S. L.; DUARTE, T. B.; NEVES, C. R.; MELO, E. F. L. A estrutura a termo de taxas de juros no Brasil: modelos, estimação e testes. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 16, n. 2, p. 255-290, abr./jun., 2012.
- 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*, v. 46, n. 6, p. 1293-1301, Nov. 1978.
- HSHIN, 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*, v. 14, n. 6, p. 685-707, Sep. 1994.
- HULL, J. C. *Options, Futures and other derivatives*. 8. ed. Boston: Pearson Prentice Hall, 2012.
- JESUS, M. F.; CARNELOSSI, M. A. G.; SILVA, G. F. Estimativa do custo de armazenamento para frutas e hortaliças. In: 43º Congresso Brasileiro de Olericultura, Recife, Anais... Vitória da Conquista: Associação Brasileira de Horticultura, 2003.
- JOHNSON, L. L. The theory of hedging and speculation in commodity futures. *The Review of Economic Studies*, v. 27, n. 3, p. 139-151, Jun. 1960.
- KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Prospect theory: an analysis of decision under risk. *Econometrica*, v. 47, n. 2, p. 263-292, Mar. 1979.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P. SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, Oct.-Dec., 1992.
- LAMOUREUX, C. G.; LASTRAPES, W. D. Persistence in variance, structural change, and the GARCH model. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 8, n. 2, p. 225-234, Apr. 1990.
- LIEN, D.; TSE, Y. K. Some recent developments in futures hedging. *Journal of Economic Surveys*, v. 16, n. 3, p. 357-396, 2002.
- LIEN, D. A note on the hedging effectiveness of GARCH models. *International Review of Economics and Finance*, v. 18, n. 1, p. 110-112, Jan. 2009.
- LIMA, J. R. F.; SILVA, J. S.; SANTOS, R. K. B. Comportamento dos preços da manga exportada do Brasil: 2004-2012. *Organizações Rurais & Agroindustriais*, Lavras, v. 15, n. 3, p. 370-380, 2013.
- LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, v. 65, n. 2, p. 297-303, Aug. 1978.
- MANDL, C.; BARROS, B. PE. crise mundial atinge produção de frutas no Vale do São Francisco. *Valor Econômico*, 16/01/2009. Disponível em: <<http://www.paginarural.com.br/noticia/104189/crise-mundial-atinge-producao-de-frutas-no-vale-do-sao-francisco>>. Acesso: 05/05/2011.
- MARKOWITZ, H. Portfolio selection. *The Journal of Finance*, v. 7, n. 1, p. 77-91, Mar. 1952.

- 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.
- OLIVEIRA, A. M. B.; SANTOS, J. F. Simulações de razões ótimas de hedge para a uva exportada brasileira. *Organizações Rurais & Agroindustriais*, Lavras, v. 17, n. 1, p. 101-118, 2015.
- OLIVEIRA, A. M. B.; CRISÓSTOMO, A. P. Previsão do volume exportado para a fruticultura brasileira via análise de séries temporais: uma abordagem ARIMA/GARCH. *Revista Produção Online*, Florianópolis, v. 15, n. 2, p. 553-572, abr./jun., 2015.
- SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, v. 6, n. 2, p. 461-464, Mar. 1978.
- SILVEIRA, H. P.; FAMÁ, R.; BARROS, L. A. B. C. Conceito de taxa livre de risco e sua aplicação no Capital Asset Pricing Model – Um estudo exploratório para o mercado brasileiro. In: II Encontro Brasileiro de Finanças, Rio de Janeiro, *Anais...* Rio de Janeiro: SBFIN, 2002.
- SIMONASSI, A. G. Estimando a taxa de retorno livre de risco no Brasil. In: VI Encontro Brasileiro de Finanças, Vitória, *Anais...* Rio de Janeiro: SBFIN, 2006.
- SOBEL, T. F.; XAVIER, L. F.; SANTANA, P. J.; COSTA, E. F. Fruticultura e economia dos custos de transação: determinantes das estruturas de governança dos pequenos produtores do polo Petrolina-Juazeiro. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 42, n. 4, p. 735-759, out.-dez., 2011.
- TADESSE, G.; ALGIERI, B.; KALKUHL, M.; VON BRAUN, J. Drivers and triggers of international food price spikes and volatility. *Food Policy*, v. 47, p. 117-128, Aug. 2014.
- WORKING, H. The theory of price storage. *The American Economic Review*, v. 39, n. 6, p. 1254-1262, Dec. 1949.

Sobre os autores

Abdinardo Moreira Barreto de Oliveira - abdinardom@utfpr.edu.br

Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Pato Branco, Paraná.

Joséte Florencio dos Santos - jfs@ufpe.br

Universidade Federal de Pernambuco, Recife, Pernambuco.

Sobre o artigo

Recebido em 04 de março de 2016. Aprovado em 05 de setembro de 2016.

APÊNDICE

Tabela A1 Termos das equações de previsão, no formato reduzido, para os preços e log retornos futuros da manga exportada

Prazo	Período 1	Período 2	Período 3	Período 4
01	MA(1) MA(2)	MA(1) MA(2)	MA(1) MA(2)	MA(1) MA(2) ARCH(1)
02	MA(1) MA(2) MA(3)	MA(1) MA(2) MA(3)	AR(1) AR(2) MA(1) MA(2)	AR(1) MA(1) MA(2) ARCH(1)
03	AR(1) MA(3)	AR(1) MA(3)	AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) MA(3)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) GARCH(1,1)
04	AR(1) MA(4)	AR(1) MA(4)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) GARCH(1,1)
05	MA(1) MA(5) MA(6)	AR(1) MA(3) MA(5)	MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5) MA(6) ARCH(1)	AR(1) AR(2) MA(1) MA(2) MA(3) MA(4) MA(5)
06	AR(6) MA(1) SMA(12)	AR(1) MA(5) MA(6)	AR(1) SAR(6) MA(1) MA(2) SMA(12) IGARCH(1,1)	AR(1) SAR(6) MA(1) MA(2) SMA(12) IGARCH(1,1)
07	AR(1) MA(7)	AR(1) MA(7)	AR(1) MA(5) MA(7) IGARCH(1,1)	AR(1) AR(5) MA(7) IGARCH(1,1)
08	AR(1) MA(8)	C AR(1) MA(8)	AR(1) MA(5) MA(8) EGARCH(1,1)	AR(1) MA(5) MA(8) TGARCH(1,1)
09	AR(1) MA(9)	AR(1) MA(9)	AR(1) AR(5) MA(9) IGARCH(1,1)	AR(1) AR(5) MA(9) TGARCH(1,1)
10	MA(1) MA(10)	AR(1) MA(10)	AR(1) AR(5) MA(10) IGARCH(1,1)	AR(1) AR(5) MA(10) IGARCH(1,1)
11	AR(1) MA(11)	AR(1) AR(5) MA(11)	AR(1) MA(11) IGARCH(1,1)	AR(1) AR(5) MA(11) IGARCH(1,1)
12	AR(1) MA(12)	AR(1) MA(12)	AR(1) MA(1) MA(2) SMA(12) IGARCH(1,1)	AR(2) MA(1) MA(2) MA(3) SMA(12) IGARCH(1,1)

Nota: Todos os regressores são significativos a partir de 10% de confiança.