

PERSISTÊNCIA NA VARIÂNCIA E QUEBRAS ESTRUTURAIS NAS SÉRIES DE PREÇOS DAS FRUTAS NO MERCADO PRODUTOR DE JUAZEIRO (BA)

PERSISTENCE ON VARIANCE AND STRUCTURAL BREAKS IN THE TIME SERIES OF FRUITS PRICES AT THE JUAZEIRO (BA) PRODUCER MARKET

Abdinardo Moreira Barreto de Oliveira* E-mail: abdinardo@yahoo.com.br

Tayllen Francieli Dias Emídio**. E-mail: tayllenemidio@outlook.com

*Universidade Tecnológica Federal do Paraná (UTFPR), Pato Branco, PR, Brasil

** Universidade Federal do Vale do São Francisco (UNIVASF), Juazeiro, BA, Brasil

Resumo: O objetivo deste artigo foi verificar a persistência na variância e a ocorrência de quebras estruturais nas séries de preços das frutas no Mercado Produtor de Juazeiro (MPJ-BA), dada a simultaneidade desses fatos que prejudicam a eficiência dos modelos de gestão de risco financeiro que consideram a variância como medida desse risco. Os preços de 21 frutas foram coletados junto à Administração do MPJ-BA, em R\$/kg, mensalmente, entre janeiro/2001 e dezembro/2014, totalizando 168 observações por fruta. Empregou-se o modelo GARCH(1,1) para identificação da persistência na variância e um modelo puro de variância Markov Switching (MS) para a identificação das quebras estruturais. Em relação à persistência na variância, apenas duas frutas mostraram sinais de quebra estrutural em sua variância. Sobre as quebras estruturais, o modelo puro de variância MS conseguiu, de certo modo, lidar melhor com a heterocedasticidade do que o modelo GARCH(1,1), principalmente quanto à expectativa de duração dos regimes de alta volatilidade em decorrência dos choques. Logo, o estudo apontou para uma baixa incidência destes fenômenos nas frutas do MPJ-BA, sugerindo certa “imunidade” frente às mudanças macroeconômicas brasileiras e internacionais ocorridas entre 2001 e 2014.

Palavras-chave: Fruticultura. Persistência na variância. Quebras estruturais. Modelos Markov Switching. Modelos GARCH.

Abstract: The aim of this paper was to verify the persistence on variance and the occurrence of structural breaks in the time series of fruits prices at the Juazeiro Producer Market (JPM-BA), given the simultaneity of these facts that undermine the efficiency of the financial risk management models that consider variance as a measure of this risk. The price of 21 fruits was collected from the JPM-BA Administration, in R\$/kg, monthly, between January/2001 and December/2014, totalling 168 observations per fruit. The GARCH (1,1) model was used to identify the persistence on variance and a pure Markov Switching (MS) variance model to identify the structural breaks. Regarding persistence on variance, only two fruits showed signs of structural breaks on their variance. On the structural breaks, the pure MS variance model was able to deal better with heteroscedasticity than the GARCH (1,1) model, mainly regarding the expected duration of the high volatility due to the shocks. Therefore, the study pointed to a low incidence of these phenomena in the fruits of JPM-BA, suggesting certain “immunity” to the Brazilian and international macroeconomic changes that occurred between 2001 and 2014.

Keywords: Fruits. Persistence on variance. Structural breaks. Markov Switching models. GARCH models.

1 INTRODUÇÃO

A variância é um indicador estatístico que mede os quão dispersos os dados estão em volta de sua média, ou valor esperado. Devido à facilidade de seu cálculo e simplicidade de explicação, ela se tornou a principal medida quantitativa de risco em processos decisórios.

No âmbito das decisões financeiras empresariais, a variância se faz presente em várias técnicas de proteção ao risco, como o Valor-em-Risco (JORION, 2007) ou as diversas abordagens de *hedging* estáticas (homocedásticas) ou dinâmicas (heterocedásticas) empregadas em mercados derivativos (CHEN; LEE; SHRESTHA, 2003) ou de opções (BROOKS, 2008), dado que ela mede a volatilidade, um elemento-chave das teorias de precificação de ativos (WOOLDRIDGE, 2002).

Entretanto, as séries econômico-financeiras estão sujeitas a mudanças bruscas no comportamento do valor médio/volatilidade, conhecidas por quebras estruturais. Elas comprometem a qualidade de previsão dos principais modelos econométricos usados para análise dessas séries, como os modelos ARIMA e os da família GARCH, justamente por não serem funções do tipo *piecewise*¹ (ou por partes). Logo, os coeficientes ficam superestimados, aumentando em demasia a persistência dos eventos passados nas observações presentes.

Para lidar com quebras estruturais em séries econômico-financeiras, a literatura econométrica indica os *switching models*, especialmente porque eles consideram todas as observações da série na estimação do modelo (as regressões *piecewise* não), mas também o torna suficientemente flexível para diferentes tipos de comportamentos, em diferentes pontos no tempo (BROOKS, 2008).

Em se tratando da fruticultura, ela é afetada por fatores edafoclimáticos e econômicos que podem causar quebras estruturais no preço final do produto, seja na média ou na volatilidade, tornando ineficientes quaisquer técnicas de previsão ou de proteção ao risco financeiro. E em termos microeconômicos, quebras estruturais ocorridas nos preços podem advir do desequilíbrio entre a oferta (excesso ou escassez de bens/serviços) e a demanda (interesse ou desinteresse dos consumidores), questão vital para a estratégia e o planejamento empresarial.

¹ É uma função especificada por duas ou mais sentenças abertas, cuja descrição está sujeita ao valor da variável independente (Nota dos autores).

Mesmo com essa consequência, existem poucos estudos que lidaram com mudanças estruturais via *switching models* em séries históricas econômicas da fruticultura (KUSUMA; BASAVARAJA, 2014). No Brasil, não foram localizados até então estudos anteriores que trataram dessa problemática, ainda que o país seja um dos três maiores produtores mundiais de frutas (BUENO; BACCARIN, 2012).

Em face desta lacuna acadêmico-empírica, o objetivo deste artigo é verificar a persistência na variância e a ocorrência de quebras estruturais nas séries de preços das frutas no Mercado Produtor de Juazeiro (MPJ-BA), dada sua simultaneidade.

Como justificativas para o lócus de estudo, o MPJ-BA merece atenção por ser o quarto maior entreposto de comercialização de produtos hortifrutigranjeiros do Brasil e o maior da região Nordeste, além de estar no Vale do São Francisco, importante polo frutícola nacional (OLIVEIRA, 2010). Ademais, em 2014, o município de Juazeiro (BA) obteve um Valor Adicionado Bruto da Agropecuária de R\$ 150,4 milhões, sendo o 25º maior município da Região Nordeste, o 11º no estado da Bahia, e o 3º na Região Administrativa Integrada de Desenvolvimento do Polo Petrolina/PE e Juazeiro/BA, que abrange oito municípios (BRASIL, 2017).

Com vistas a facilitar o entendimento do leitor, o presente artigo segue a seguinte estruturação: no capítulo 2 são mostrados os modelos de mudança de regime com o uso da cadeia de Markov; no capítulo 3 é trazida a metodologia usada no estudo; no capítulo 4 é realizada a apresentação e a discussão dos resultados, e no capítulo 5 é feita a conclusão do estudo e a indicação de futuras investigações.

2 MARKOV SWITCHING MODELS

O modelo autorregressivo integrado e de médias móveis [ARIMA] (BOX; JENKINS; REINSEL, 1994; MORETTIN; TOLOI, 2006), apesar de sua popularidade dentre os métodos de previsão de séries temporais, apresenta dificuldades em considerar nas suas equações a ocorrência de mudanças súbitas nas séries históricas econômicas e financeiras.

Dado o fato de um evento relevante em larga escala (guerras, atentados, crises financeiras, mudanças em políticas governamentais etc.), o comportamento dessas séries pode mudar consideravelmente (às vezes para sempre, às vezes alternadamente), diminuindo assim a eficácia preditiva do modelo estimado.

Tal fenômeno é conhecido por quebra estrutural (ou mudança de regime/estado) serial, e duas classes de modelos que identificam tais alterações se destacam na literatura econométrica: *Markov switching (MS) model* e *Threshold autoregressive (TAR) model*² (BROOKS, 2008). Sobre o MS, a principal referência é Hamilton (1989, 1990, 1994), que percebeu que as mudanças discretas no regime da série histórica não são pautadas por eventos determinísticos e perfeitamente previsíveis, tal como acontece com os modelos de regressão sazonais que utilizam variáveis *dummies*, mas que a ocorrência desses “pontos de virada” segue um comportamento estocástico não observável, governado pela lei das probabilidades.

Nesse escopo, uma variável dependente Y_t , numa série estacionária e observável, é influenciada por uma variável aleatória não observável $S_t \in [1, n]$, que descreve o regime que estava em t . Isto significa que se existem n regimes, então existirão n modelos que explanam o seu comportamento ao longo do tempo.

Supondo que o vetor Y seja regido pela equação (1), com $u_t \sim N(0, \sigma^2_{st})$, e que $S_t = [1, 2]$, isso mostraria que dois processos diferentes explicam seu valor esperado: se $S_t = 1$, então $\mu_{st} = \mu_1$, $u_t \sim N(0, \sigma^2_1)$; se $S_t = 2$, então $\mu_{st} = \mu_2$, $u_t \sim N(0, \sigma^2_2)$, com $\mu_1 \neq \mu_2$; $\sigma^2_1 \neq \sigma^2_2$.

$$Y_t = \mu_{S_{t-1}} + u_t \quad (1)$$

Para estabelecer o comportamento estocástico de S_t , Hamilton (1989, 1990, 1994) usou a cadeia de Markov, cuja probabilidade da variável estar em determinado regime, em certo período de tempo, depende apenas do regime no período de tempo imediatamente anterior (KOLMAN; HILL, 2013), tal como mostra a equação (2):

$$P\{S_t = i | S_{t-1} = j\} = p_{ij} \quad (2)$$

Para cada $i \in \{1, 2, \dots, n\}$, $j \in \{1, 2, \dots, n\}$, seja p_{ij} definida como a probabilidade de transição da variável. Ademais, $p_{ij} \in [0, 1]$ e não muda com o passar do tempo³.

Normalmente, escrevem-se tais probabilidades numa matriz de transição da cadeia de Markov $k \times k$ $\{P = [p_{ij}]\}$, vista na equação (3):

² Aqui o TAR não será abordado, haja vista que nele o regime da variável é conhecido e observável.

³ Perlin (2012) diz que as probabilidades de transição são constantes, mas caso se necessite, é possível considerá-las variando no tempo. Este procedimento é conhecido como TVTP (*time varying transition probabilities*).

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{1j} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{i1} & \dots & p_{ij} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Se a variável está no regime j em certo período de tempo, logo ela deve estar num dos n regimes no próximo período de tempo, podendo inclusive permanecer no regime j . Portanto, é imperativo que $p_{1j} + p_{2j} + \dots + p_{nj} = 1$.

Junto com a matriz de transição tem-se o vetor de estado da cadeia de Markov, que agrupa as probabilidades $p_n^{(k)}$ da variável estar em qualquer dos n estados em períodos futuros de tempo k , com $k \geq 0$, como mostra a equação (4):

$$x^{(k)} = \begin{bmatrix} p_1^{(k)} \\ \vdots \\ p_n^{(k)} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Caso $k = 0$, $x^{(0)}$ é conhecido como vetor de estado inicial. Assim, o vetor de estado $x^{(k+1)}$ pode ser estimado a partir do vetor de estado $x^{(k)}$ e da matriz de transição P . Assim, a matriz de transição e o vetor de estado inicial definem todos os outros vetores de estado (KOLMAN; HILL, 2013), conforme a equação (5).

$$x^{(k+1)} = P x^{(k)} = P^k x^{(0)} = \Pi_k \quad (5)$$

Para estimar os parâmetros da equação de previsão do modelo MS, toma-se a situação vista na equação (1), na qual Hamilton (1989, 1990, 1994) concebeu como um caso especial do modelo ARIMA ($r, 1, 0$), com $r = 0$, chamando-o de mistura de distribuições de probabilidades i.i.d⁴. Logo, o logaritmo da função de máxima verossimilhança (L) é maximizado por métodos numéricos, considerando o vetor de parâmetros $\theta \equiv (\mu_1, \dots, \mu_n; \sigma_1^2, \dots, \sigma_n^2; \pi_1, \dots, \pi_n)$ na seguinte equação (6):

$$L(Y; \theta) = \sum_{t=1}^T \ln \sum_{j=1}^n \frac{\pi_j}{\sqrt{2\pi\sigma_j^2}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \quad (6)$$

A parametrização do vetor θ está descrita em Engel e Hamilton (1990), e um algoritmo computacional para o cálculo dos parâmetros é visto em Perlin (2012). Caso $r > 0$, basta adicionar os parâmetros AR(1), ..., AR(r) ao vetor θ .

Além dos estudos de Hamilton (1989, 1990, 1994) sobre mudanças de regime no câmbio e na inflação, é possível ver aplicações do modelo MS em Brooks e Persaud (2001) [*trade-off* de investimento entre títulos do governo e

⁴ Independente e identicamente distribuídas. Ademais, o vetor θ na equação (6) não aceita termos MA em sua parametrização (Nota dos autores).

ações/tendências futuras do mercado de ações], em Bergman e Hansson (2005) [taxa real de câmbio/Teoria da paridade do poder de compra], em Nikolsko-Rzhevskyy e Prodan (2012) [previsão da taxa de câmbio no período pós Bretton-Woods] e em Gastardelo *et al.* (2016) [influência da taxa de câmbio nas exportações de carne suína brasileira]. Já Kusuma e Basavaraja (2014) empregaram uma versão própria do modelo MS para avaliar as séries históricas de produção, produtividade e valor exportado da manga indiana entre 2001 e 2011.

Entretanto, é reconhecido que a variância estimada no modelo MS assume o pressuposto da homocedasticidade. Em caso de heterocedasticidade, a literatura econométrica recomenda o uso de modelos da família GARCH⁵ para se calcular a variância condicional da série histórica (BERA; HIGGINS, 1993). O problema é que, caso a série temporal também tenha quebra estrutural na variância, os modelos GARCH podem ter valores exagerados em seus parâmetros, ocasionando uma maior persistência dos choques do que deveria ser, demorando a diminuir ao longo do tempo e prejudicando a eficácia preditiva do modelo.

Neste quesito, Lamoureux e Lastrapes (1990) mostraram que a alta persistência na variância é decorrente da variação dos parâmetros GARCH no tempo (α_i e β_i), afetando a variância incondicional: à medida que a sua soma se aproxima de 1, os efeitos dos choques passados na variância corrente ficam mais fortes. Mas se as mudanças estruturais de regime forem consideradas no modelo, a soma dos valores dos parâmetros GARCH se afasta de 1, diminuindo consideravelmente o efeito dos choques passados.

Nessa esteira, Hamilton e Susmel (1994) desenvolveram o *Markov-switching ARCH*, também conhecido pelo acrônimo SWARCH (K, q)⁶, onde K representa o número de regimes e q indica a ordem do processo ARCH(q). Caso haja a presença do efeito alavancagem (*leverage*) na variância, o modelo passa a se chamar SWARCH-L (K, q). Aqui, ao invés de se estimar a média condicionada à mudança de regime (μ_{st}), é estimada a variância dos resíduos condicionada às alterações do estado da série temporal (u_i), a partir das seguintes equações:

⁵ A equação mais usual na literatura é o GARCH (1,1): $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$, onde α_1 indica a persistência do erro de previsão ao quadrado, e β_1 mostra a persistência da variância condicional, ambas com uma defasagem (LAMOUREUX; LASTRAPES, 1990).

⁶ O algoritmo computacional está disponível em: <http://dss.ucsd.edu/~jhamilton/software.htm#Markov>

$$\tilde{u}_t = \sqrt{g_{s_t} h_t^2} * v_t \quad (7)$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i * u_{t-i}^2 \quad (8)$$

Onde \tilde{u}_t é o desvio-padrão condicional, v_t é uma variável i.i.d. com média zero, variância unitária e usualmente sendo uma distribuição Normal ou t-Student, $S_t \in [1, n]$ regida por uma cadeia de Markov com n regimes, h_t^2 é a variância condicional do processo ARCH(q) e $\sqrt{g_{s_t}}$ é um fator que multiplica o processo ARCH(q), com $g_1 = 1$, normalizado na unidade, e $g_{s_t} \geq 1$ para $S_t = \{2, \dots, n\}$. Logo, modelam-se as mudanças no regime como mudanças na escala do processo.

Todavia, se as séries históricas forem mensais, Kim, Nelson e Startz (1998) comentam que os efeitos da volatilidade capturados por \tilde{u}_t via efeitos ARCH somem quase que completamente após um mês, sugerindo assim que a heterocedasticidade na variância de séries mensais pode ser analisada por um modelo puro de variância MS ao invés de um SWARCH. Caso se assuma trabalhar com dois regimes, o modelo MS é assim proposto:

$$Y_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (9)$$

$$\sigma_t^2 = \sigma_1^2 S_{1t} + \sigma_2^2 S_{2t} \quad (10)$$

$$S_{kt} = 1, \text{ se } S_t = k; \text{ caso contrário, } S_{kt} = 0; k = 1, 2 \quad (11)$$

$$P[S_t = i \mid S_{t-1} = j] = p_{ij}, i, j = 1, 2 \quad (12)$$

$$p_{1j} + p_{2j} = 1 \quad (13)$$

$$\sigma_1^2 > \sigma_2^2 \quad (14)$$

O modelo acima pode ser estimado pelo logaritmo da função de máxima verossimilhança visto na equação (6), com o uso de métodos numéricos para o vetor $\theta \equiv (\sigma_1^2, \sigma_2^2; \pi_1, \pi_2)$. Recentemente, aplicações do modelo puro de variância MS podem ser vistas em Ichiue e Koyama (2011) [relação entre a volatilidade na taxa de câmbio e a paridade dos juros descobertos] e Balcilar, Demirer e Hammoudeh (2013) [análise do “efeito manada” de investidores em vários regimes de volatilidade no mercado de ações árabe].

3 METODOLOGIA

Os preços das frutas, dispostas no Quadro 1, foram coletados junto à Administração do MPJ-BA, em R\$/kg, mensalmente, entre janeiro/2001 a dezembro/2014, totalizando 168 observações por fruta. O critério de escolha foi a perenidade, as quais representam 84% do valor total vendido. Depois, seus valores foram deflacionados para janeiro/2001 pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Por fim, calculou-se o *log* retorno (r_t) de todos os preços, tornando assim suas séries estacionárias e ausentes de raiz unitária, via teste KPSS, a 1% de significância (KWIATKOWSKI *et al.*, 1992).

Quadro 1 - Frutas comercializadas no MPJ-BA

FRUTAS (N=21)			
1- Abacate	7- Coco Seco	13- Maçã Nacional	19- Melão Amarelo
2- Abacaxi	8- Coco Verde	14- Mamão Formosa	20- Pera
3- Acerola	9- Goiaba	15- Manga Comum	21- Uva Itália (1º)
4- Banana D'água	10- Laranja	16- Manga Tommy	
5- Banana Pacovan	11- Limão Comum	17- Maracujá	
6- Banana Prata	12- Limão Tahiti	18- Melancia	

Fonte: Dados da pesquisa

Para verificar a persistência na variância, empregou-se a regressão linear por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) na equação (1), admitindo nesse instante um único regime. Com os resíduos obtidos, usou-se o teste LM de Engle (1982, p.1000) para heterocedasticidade, a 1% de significância e 05 defasagens. Para as séries que apresentaram heterocedasticidade, seguiram-se as orientações de Lamoureux e Lastrapes (1990): adotou-se o modelo GARCH(1,1), e com os coeficientes α_1 e β_1 , calculou-se o parâmetro $\lambda = \alpha_1 + \beta_1$. Para os fins deste estudo, a persistência na variância foi indicada para todo $\lambda > 0,9$, apontando assim para a ocorrência de quebras estruturais na variância da série histórica do retorno dos preços.

Para obter os modelos MS das séries históricas identificadas com quebras estruturais, adotou-se a proposta de Kim, Nelson e Startz (1998), considerando a ocorrência de alta (regime 1) e baixa (regime 2) volatilidade na variância das séries históricas. Para testar a sua eficiência, calculou-se o *log* retorno padronizado ($r_t^* = r_t/\sigma_t$), cuja série foi submetida ao teste LM de Engle (1982, p.1000), com 1% de significância e variando entre 01 e 05 defasagens, com vistas a evidenciar a

ocorrência de homocedasticidade. Todos os cálculos foram realizados via softwares Microsoft Excel® 2007 e Eviews® 8.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Persistência na variância

A Tabela 1 mostra o resultado do Teste LM de Engle (1982, p.1000) para as séries de *log* retorno deflacionadas das frutas do MPJ-BA, após a regressão por MQO da equação (1). Das 21 frutas analisadas, sete (1/3) apresentaram heterocedasticidade na variância de seus *log* retornos, dado que os resultados do Teste LM, que segue uma distribuição Qui-quadrado (χ^2), foram maiores que o valor crítico (15,10) a 1% de significância, com 05 defasagens (graus de liberdade).

Tabela 1 - Teste LM(5) para as séries de *log* retorno deflacionadas das frutas do MPJ-BA

FRUTA (N=168)	LM χ^2	p-value	λ	MV
Abacate	14,94	0,011	-	-
Abacaxi	14,93	0,011	-	-
Acerola	21,57*	0,001*	0,93	10,0
Banana d'água	5,30	0,380	-	-
Banana Pacovan	5,21	0,391	-	-
Banana Prata	1,71	0,888	-	-
Coco Seco	1,66	0,894	-	-
Coco Verde	2,70	0,747	-	-
Goiaba	2,54	0,771	-	-
Laranja	11,15	0,048	-	-
Limão Comum	5,42	0,367	-	-
Limão Tahiti	2,46	0,782	-	-
Maçã Nacional	24,68*	0,000*	0,24	1,5
Mamão Formosa	19,69*	0,001*	0,83	4,8
Manga Comum	0,35	0,997	-	-
Manga Tommy	4,60	0,467	-	-
Maracujá	1,45	0,919	-	-
Melancia	41,44*	0,000*	0,79	3,9
Melão Amarelo	24,27*	0,000*	0,99	114,6
Pera	18,44*	0,000*	0,62	2,4
Uva Itália (1º)	49,39*	0,000*	0,12	1,3

* Sig. a 1%. Fonte: Dados da pesquisa

É importante salientar que se aplicou o mesmo procedimento nas séries de *log* retorno originais, nas quais obteve-se igual resposta. Isso denota que a inflação não interfere na heterocedasticidade das séries, atuando apenas como sinalizador de tendência de crescimento.

Adicionalmente, a Tabela 1 mostra os resultados dos parâmetros λ [obtido após o uso do modelo GARCH(1,1)] e meia-vida [MV]. Esse último mede o tempo (em meses) que o choque na volatilidade diminui à metade de seu tamanho original, dado pela equação $MV = 1 - [\ln(2)/\ln(\lambda)]$ (LAMOUREUX; LASTRAPES, 1990).

Nesses termos, foi visto que a acerola e o melão amarelo foram as únicas frutas no MPJ-BA que tiveram evidências de quebras estruturais na variância de suas séries de *log* retornos ($\lambda > 0,9$ e elevadas MV), consequência da variação dos parâmetros GARCH no tempo, que prejudica a eficácia preditiva do modelo.

4.2 Quebras estruturais

A Tabela 2 mostra os resultados do vetor θ para modelo puro de variância MS [definido pelas equações (9) a (14)], obtidos para as séries de *log* retorno da acerola e do melão amarelo. Em ambas as séries, foi confirmada a ocorrência de dois regimes, com suas variâncias e probabilidades estimadas significativas a 5%. Para facilitar a interpretação dos resultados, foi calculado e mostrado o desvio-padrão σ_t (DP), que é a raiz quadrada da variância.

Tabela 2 - Parâmetros estimados do vetor θ para as frutas com quebras estruturais

Parâmetros do vetor θ	Acerola	Melão Amarelo
P ₁₁	82,55%*	91,96%*
P ₁₂	17,45%*	8,04%*
P ₂₁	4,50%*	3,73%*
P ₂₂	95,50%*	96,27%*
σ_1 (Regime Alta Volatilidade)	73,63%*	52,89%*
σ_2 (Regime Baixa Volatilidade)	12,15%*	21,72%*
EDR Alta Volatilidade (meses)	5,73	12,44
EDR Baixa Volatilidade (meses)	22,25	26,79

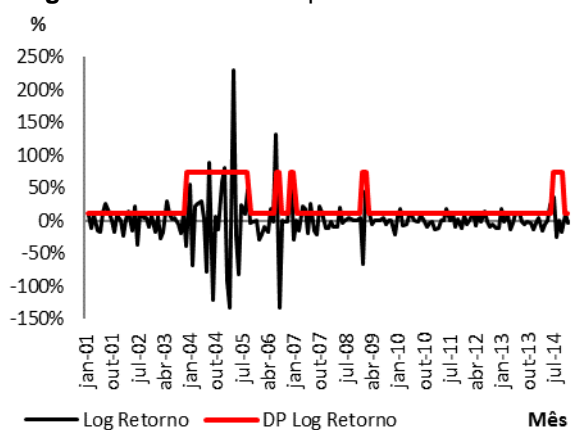
*Significativo a 5%. Fonte: Dados da pesquisa

No caso da acerola, foi visto que o DP no regime de alta volatilidade é 6,1 vezes maior que o DP no regime de baixa volatilidade, enquanto que para o melão amarelo, esta relação é de 2,4. Isto sugere que os agentes econômicos envolvidos

no comércio da acerola no MPJ-BA são mais sensíveis às variações de oferta e demanda do produto, do que os agentes econômicos ligados ao comércio do melão amarelo, no mesmo local. E, de acordo com a teoria microeconômica clássica, esta sensibilidade está refletida nas variações dos preços destes produtos (PINDYCK; RUBINFELD, 2013; ELDER, 1993).

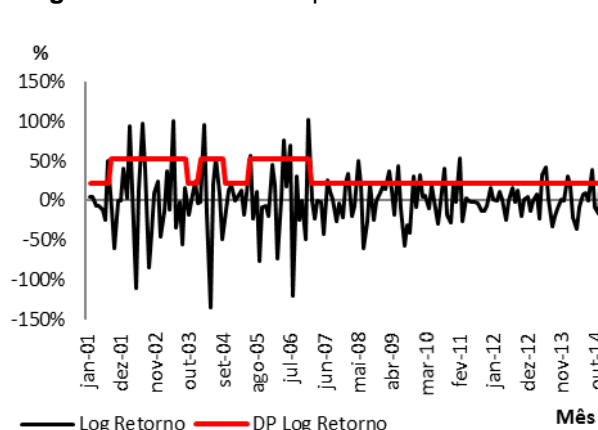
Quanto à expectativa de duração dos regimes (EDR), calculada pela equação $EDR = 1/(1 - \rho_{ij})$, com $i = j$ (HAMILTON, 1989, 1990, 1994), foi visto que os períodos de alta volatilidade⁷ tendem a ser mais persistentes no melão amarelo do que na acerola. De fato, foram identificados 53 meses de alta volatilidade e 114 meses de baixa volatilidade no melão amarelo, enquanto que na acerola, observou-se 32 meses de alta volatilidade e 135 meses de baixa volatilidade. As Figuras 1 e 2 ilustram, para a acerola e o melão amarelo, as estimativas do DP em face de suas séries de *log* retorno, com $\mu = 0$, entre jan/2001 e dez/2014.

Figura 1 - DP estimado para a acerola



Fonte: Dados da pesquisa

Figura 2 - DP estimado para o melão amarelo

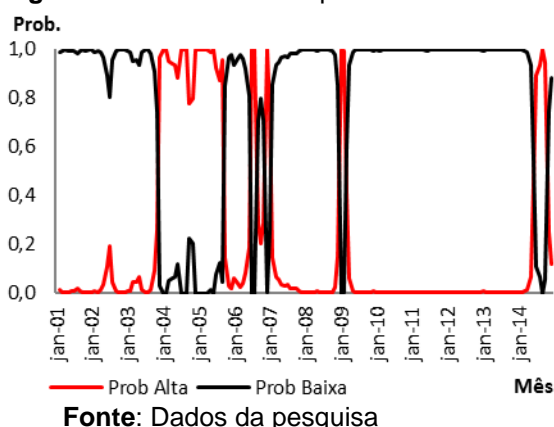


Fonte: Dados da pesquisa

Para a acerola, o maior período de alta volatilidade ocorreu entre dezembro/2003 a setembro/2005 (22 meses), enquanto que para o melão amarelo, ocorreram três períodos de alta volatilidade relevantes: entre setembro/2001 a setembro/2003; entre fevereiro e setembro de 2004; e entre junho/2005 a janeiro/2007. Em complemento, as Figuras 3 e 4 mostram os vetores de estado [Eq.(5)] para a acerola e o melão amarelo, entre jan/2001 e dez/2014.

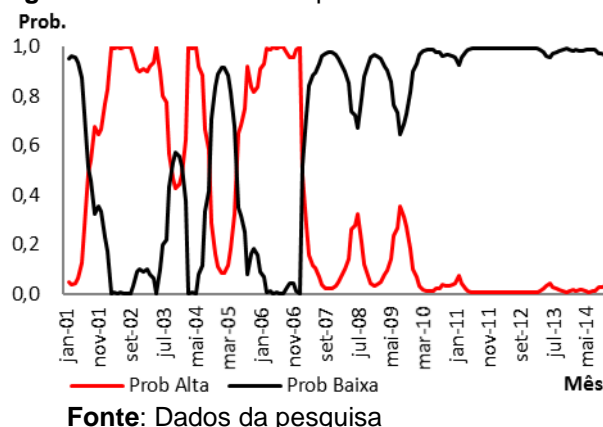
⁷ Infelizmente, não foram localizadas referências bibliográficas com relatos da época que expliquem a ocorrência dessas quebras estruturais na acerola e no melão amarelo (Nota dos autores).

Figura 3 -Vetor de estado para a acerola



Fonte: Dados da pesquisa

Figura 4 -Vetor de estado para o melão amarelo

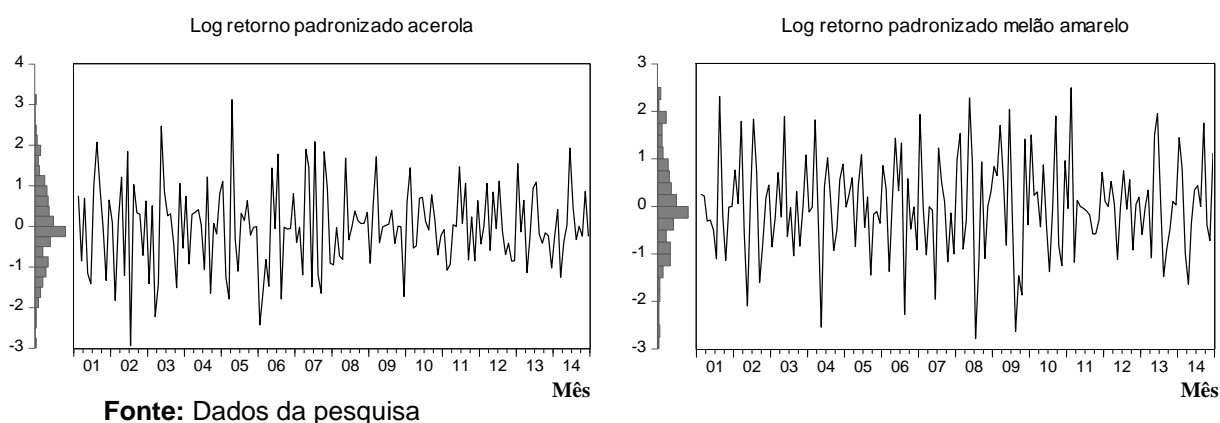


Fonte: Dados da pesquisa

Como citado previamente, os vetores de estado indicam a probabilidade da variável (DP) estar em determinado regime (alta ou baixa volatilidade), em certo período de tempo, dependendo somente do regime antecedente.

Por fim, para testar a eficiência do modelo puro de variância MS quanto a lidar com a heterocedasticidade presente nas séries de *log* retorno da acerola e do melão amarelo (conforme a Tabela 1), calculou-se o *log* retorno padronizado para ambas as frutas ($r_t^* = r_t/\sigma_t$), mostrados na Figura 5, resultante da divisão entre o *log* retorno e seu respectivo DP em *t*, já vistos nas Figuras 1 e 2.

Figura 5 -Log retornos padronizados para as frutas com quebras estruturais no MPJ-BA



Fonte: Dados da pesquisa

O teste estatístico de Jarque e Bera (1987) confirmou a normalidade dos histogramas de ambas as séries vistas na Figura 5, dado que seus *p-values* foram maiores que 5% (0,77 e 0,90 para a acerola e o melão amarelo, nessa ordem). Já a Tabela 3 mostra os resultados do teste LM de Engle (1982, p.1000) para ambas as séries de *log* retorno padronizado, com defasagens variando entre 01 e 05.

Tabela 3 - Teste LM para o *log* retorno padronizado das frutas com quebras estruturais

Defasagens	Acerola (<i>p-values</i>)	Melão Amarelo (<i>p-values</i>)
01	0,0155	0,3399
02	0,0339	0,0029*
03	0,0800	0,0092*
04	0,0842	0,0035*
05	0,1412	0,0033*

*Significativo a 1%. Fonte: Dados da pesquisa

Em relação à acerola, todas as defasagens indicaram a ausência de heterocedasticidade na variância, enquanto que para o melão amarelo, este fato somente foi constatado para uma defasagem.

De todo modo, é possível dizer que existe, pelo menos, uma situação em que o modelo puro de variância MS consegue lidar com a quebra estrutural nas séries das frutas do MPJ-BA, sem incorrer nas limitações do modelo GARCH(1,1). Isso é visto ao se comparar a expectativa de duração do regime de alta volatilidade (Tabela 2) com os valores MV (Tabela 1), onde estes últimos revelam estar superestimados para a acerola e o melão amarelo.

4.3 Discussão

As seções 4.1 e 4.2 mostraram o comportamento da variância do *log* retorno dos preços de 21 frutas comercializadas no MPJ-BA. Compreender como esses preços variam ao longo do tempo é de suma importância para a gestão do risco de mercado da atividade frutícola, haja vista que o preço impacta diretamente no faturamento (e por conseguinte, na lucratividade) das empresas do setor.

E conforme seja o retorno alcançado, a empresa frutícola pode aumentar (ou diminuir) a oferta de frutas para o consumidor na busca por preços de equilíbrio que maximizem a receita/lucratividade por quilo vendido, tal como ensina a teoria microeconômica clássica (PINDYCK; RUBINFELD, 2013; VARIAN, 2006).

Entretanto, o maior problema acontece quando a busca pelos preços de equilíbrio se dá de maneira abrupta, também conhecida por *choques*, que podem ou não causar quebras estruturais na série histórica dos preços. Conforme visto na Tabela 1, sete frutas atestaram choques em suas variâncias, nas quais duas delas tiveram evidências da ocorrência de quebras estruturais. E, particularmente, duas

variáveis que podem provocar choques, com prováveis mudanças estruturais nos preços agrícolas são o clima e o nível de produção (BALCOMBE, 2010).

Dada à indisponibilidade de referências que explicassem as bruscas variações ocorridas nos *log* retornos dos preços da acerola e do melão amarelo vendidos no MPJ-BA, é feita aqui, para fins ilustrativos com o que pode ter sucedido, uma analogia com que aconteceu com a safra de tomate em 2017 no Estado do Paraná (RPC PARANÁ, 2017): devido às condições climáticas favoráveis provocadas pelo fenômeno “*La Niña*”, ocorreu uma superprodução de tomates, provocando uma queda de 78% no preço pago ao produtor. Em 2016, a caixa de 25 kg era vendida a R\$ 45,00; em 2017, a mesma caixa foi vendida por R\$ 10,00.

Infelizmente, a externalidade negativa (ou efeito colateral) decorrente dessa situação é que os produtores de frutas e hortaliças, majoritariamente monocultores, destroem parte da produção na tentativa de elevar os preços, quando poderiam evitar tal infortúnio, por exemplo, diversificando a produção⁸ de seus cultivares (a policultura) ou utilizando, quando possível, instrumentos de *hedging* fornecidos pelo setor de seguros⁹ ou pelo mercado financeiro¹⁰, em cada safra. E diversificação, de maneira ampla, é um conceito que norteia qualquer técnica de gerenciamento do risco intrínseco dos negócios empresariais.

Para além de oferecer proteção contra as variações bruscas dos preços, a gestão do risco é positivamente correlacionada com a produtividade das empresas rurais. Dentre outros achados, Cornaggia (2013) encontrou evidências para as fazendas norte-americanas de que a existência de ao menos uma política de seguro rural, de qualquer tipo, contribui para um incremento de 24,1% na produtividade por acre colhido. Logo, o aumento de garantias de faturamento das empresas rurais estimula seus proprietários a ofertarem cada vez mais seus produtos, a cada safra.

⁸ Sobre a diversificação da produção frutícola pelo viés econômico-financeiro, Oliveira, Souza e Matos (2013) e Oliveira e Santos (2014) trazem propostas potencialmente práticas de uso, ressaltando que a *expertise*, o volume de investimentos e os canais de comercialização devem ser considerados.

⁹ Guimarães e Nogueira (2009) se depararam com o seguinte paradoxo: apesar de ser um instrumento eficaz de gestão de riscos rurais, o seguro agrícola é pouco utilizado em quase todo mundo, inclusive no Brasil. Assim, eles se valeram da experiência dos EUA, cujo uso é bastante disseminado entre seus agricultores, atentando-se em sua discussão aos requisitos para seu sucesso e aos problemas gerados ou ampliados por sua popularização.

¹⁰ Ainda que não existam contratos futuros para a fruticultura, Oliveira e Santos (2015) simularam as razões ótimas de hedge que seriam efetivas na diminuição do risco de preço da uva exportada brasileira, com o objetivo de estimular essa discussão.

5 CONCLUSÃO

O objetivo deste artigo foi verificar a persistência na variância e a ocorrência de quebras estruturais nas séries de preços das frutas no MPJ-BA, dada a concomitância desses fenômenos. Caso seja positivo, isto prejudica a eficiência dos modelos de gestão de risco financeiro que consideram a variância como medida desse risco.

Em relação à *persistência na variância*, 1/3 das frutas estudadas apresentaram heterocedasticidade na variância de seus *log* retornos. E desse grupo, apenas duas frutas (acerola e melão amarelo), mostraram sinais de quebra estrutural em sua variância.

A importância deste resultado é que os choques macroeconômicos nacionais e internacionais, ocorridos entre jan/2001 e dez/2014, não afetaram 2/3 das séries de preços das frutas comercializadas no MPJ-BA, dada a constância vista na estrutura de suas variâncias, ou seja, ela permaneceu homocedástica. Além disso, esse resultado indica a ausência de choques na relação microeconômica entre a oferta e a demanda dessas frutas.

Sobre as *quebras estruturais*, o modelo puro de variância MS conseguiu, de certo modo, lidar melhor com a heterocedasticidade vista nas séries de *log* retorno da acerola e do melão amarelo do que o modelo GARCH(1,1) – que é a representação mais usada na maioria das séries temporais econômico-financeiras – principalmente quanto à expectativa de duração dos regimes de alta volatilidade em decorrência dos choques.

Como resultado secundário, a metodologia do estudo permitiu identificar três grupos. O primeiro agrega 14 frutas que não sofreram choques em suas variâncias, sugerindo estabilidade nas variações nos preços. O segundo reúne cinco frutas que, apesar de terem sofrido choques em suas variâncias, este efeito não foi persistente. E o terceiro grupo congrega a acerola e o melão amarelo, que indicaram mudanças estruturais em decorrência de choques sofridos em suas variâncias.

A partir de tais agrupamentos, torna-se possível o delineamento de estratégias específicas para a mitigação do risco de preço e uma maior propensão do produtor em aumentar sua produtividade a cada safra, tendo em mente a busca pelo desenvolvimento de uma cultura de gerenciamento do risco pelos fruticultores

nacionais, seja pelo mercado de seguros, seja pela diversificação da produção, ou até mesmo, pela elaboração de um mercado de futuros para o setor.

Assim, respondendo o objetivo geral posto na introdução do artigo, a persistência na variância/quebras estruturais nas séries de preços das frutas do MPJ-BA somente foi detectada em duas das 21 séries históricas estudadas, apontando para uma baixa incidência deste fenômeno e uma “imunidade” frente os choques macroeconômicos nacionais e internacionais ocorridos entre 2001 e 2014.

Para estudos futuros, é recomendada a metodologia empregada neste artigo para investigar o mesmo fenômeno nas hortaliças comercializadas no MPJ-BA (ou em qualquer lócus de investigação agropecuário), com vistas a testar a hipótese nula da ausência de quebras estruturais em suas séries de preços. Em caso de rejeição dessa hipótese, verificar os resultados das novas estruturas surgidas nas séries histórias em decorrência dos choques por ela sofridos.

REFERÊNCIAS

BALCILAR, M.; DEMIRER, R.; HAMMOUDEH, S. Investor herds and regime-switching: evidence from Gulf Arab stock markets. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v.23, p.295-321, Feb. 2013. <http://dx.doi.org/10.1016/j.intfin.2012.09.007> .

BALCOMBE, K. The nature and determinants of volatility in agricultural prices: an empirical study from 1962-2008. **Commodity Market Review 2009-2010**, Rome, p.1-24, May 2010.

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. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6419.1993.tb00170.x>

BERGMAN, U. M.; HANSSON, J. Real exchange rates and switching regimes. **Journal of International Money and Finance**, v.24, n.1, p.121-138, Feb. 2005. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2004.10.002>

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 Planejamento, Orçamento e Gestão. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produto Interno Bruto dos Municípios 2010-2014**. Disponível em: http://servicodados.ibge.gov.br/Download/Download.ashx?u=ftp.ibge.gov.br/Pib_Municipios/2014/base/base_de_dados_2010_2014.xls. Acesso em: 16/01/2017.

BROOKS, C.; PERSAND, G. The trading profitability of forecasts of the gilt-equity yield ratio. **International Journal of Forecasting**, v.17, n.1, p.11-29, Jan-Mar., 2001. [http://dx.doi.org/10.1016/S0169-2070\(00\)00060-1](http://dx.doi.org/10.1016/S0169-2070(00)00060-1)

BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. 2.ed. New York: Cambridge University Press, 2008.

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. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-29452012000200015>

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. [http://dx.doi.org/10.1016/S1062-9769\(02\)00191-6](http://dx.doi.org/10.1016/S1062-9769(02)00191-6)

CORNAGGIA, J. Does risk management matter? Evidence from U.S. agricultural industry. **Journal of Financial Economics**, v.109, n.2, p.419-440, aug., 2013. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.03.004>

ELDER, A. **Trading for a living**: psychology, trading tactics, money management. New York: John Wiley & Sons, 1993.

ENGEL, C.; HAMILTON, J. D. Long swings in the dollar: are they in the data and do markets know it? **The American Economic Review**, v.80, n.4, p.689-713, Sep. 1990.

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. <http://dx.doi.org/10.2307/1912773>

GASTARDELO, T. A. R.; CORONEL, D. A.; BENDER FILHO, R.; MARION FILHO, P. J.; MELZ, L. J. A influência da taxa de câmbio nas exportações de carne suína do Brasil – uma análise de longo prazo com modelos concorrentes. **Revista Espacios**, v.37, n.9, p.7, 2016.

GUIMARÃES, M. F.; NOGUEIRA, J. M. A experiência norte-americana com o seguro agrícola: lições ao Brasil? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.47, n.1, p.27-58, jan/mar, 2009. <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-20032009000100002>

HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v.57, n.2, p.357-384, Mar., 1989. <http://dx.doi.org/10.2307/1912559>

_____. Analysis of time series subject to changes in regime. **Journal of Econometrics**, v.45, n.1-2, p.39-70, Jul.-Aug., 1990. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(90\)90093-9](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(90)90093-9)

_____. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HAMILTON, J. D.; SUSMEL, R. Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. **Journal of Econometrics**, v.64, n.1-2, p.307-333, Sep/Oct 1994. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90067-1](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(94)90067-1)

ICHIUE, H.; KOYAMA, K. Regime switches in exchange rate volatility and uncovered interest parity. **Journal of International Money and Finance**, v.30, n.7, p.1436 – 1450, Nov. 2011. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.07.003>

JARQUE, C. M.; BERA, A. K. A test for normality of observations and regression residuals. **International Statistical Review**, v.55, n. 2, p.163-172, Aug. 1987. <http://dx.doi.org/10.2307/1403192>

JORION, P. **Value-at-Risk: the new benchmarking for managing financial risk**. 3. ed. New York: McGraw-Hill, 2007.

KIM, C. J.; NELSON, C. R.; STARTZ, R. Testing for mean reversion in heteroskedastic data based on Gibbs-sampling-augmented randomization. **Journal of Empirical Finance**, v.5, n.2, p.131-154, Jun 1998. [http://dx.doi.org/10.1016/S0927-5398\(97\)00015-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0927-5398(97)00015-7)

KOLMAN, B.; HILL, D. R. **Introdução à álgebra linear com aplicações**. 8. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2013.

KUSUMA, D. K.; BASAVARAJA, H. Stability analysis of mango export markets of India: Markov Chain approach. **Karnataka Journal of agricultural sciences**, v.27, n.1, p.36-39, 2014.

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. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)

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. <http://dx.doi.org/10.1080/07350015.1990.10509794>

MORETTIN, P.A; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. 2.ed. São Paulo: Edgard Blücher, 2006.

NIKOLSKO-RZHEVSKYY, A.; PRODAN, R. Markov switching and exchange rate predictability. **International Journal of Forecasting**, v.28, n.2, p.353-365, Apr-Jun, 2012. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.04.007>

OLIVEIRA, A. M. B. Previsão do preço de venda de não-commodities agrícolas via análise de séries temporais: um estudo sobre a fruticultura comercializada no Vale do São Francisco. **Revista Desenharia**, Salvador, n.13, p. 71-97, set. 2010.

OLIVEIRA, A. M. B.; SOUZA, B. S. G.; MATOS, J. G. Diversificação de risco e retorno via teoria do portfólio das frutas comercializadas no Mercado Produtor de Juazeiro-BA. In: **SEPRONE**, 8., 2013. Juazeiro do Norte, **Anais...** Juazeiro do Norte: URCA, 2013.

OLIVEIRA, A. M. B.; SANTOS, J. F. Diversificação de risco e retorno via teoria do portfólio na fruticultura do Vale do São Francisco. **Qualitas Revista Eletrônica**, Campina Grande, v.15, n.1, p. 1-14, 2014.

_____. Simulações de razões ótimas de hedge para a uva exportada brasileira. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v.17, n.1, p.101-118, 2015.

PERLIN, M. **MS_Regress – The MATLAB package for Markov regime switching models**. 2012. Available in: <<http://ssrn.com/abstract=1714016>>. Access: 19/02/2014.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 8. ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2013.

Superprodução faz preço do tomate despencar e produtores descartam alimentos. Produção de RPC Paraná. Curitiba: RPC Paraná, 2017. Disponível em: <http://g1.globo.com/pr/parana/videos/t/todos-os-videos/v/superproducao-faz-preco-do-tomate-despencar-e-produtores-descartam-producao/5567009/>. Acesso em: 18/01/2017.

VARIAN, H. R. **Microeconomia**: conceitos básicos. 7.ed. 10.reimp. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics**: a modern approach. 2. Ed. Mason: South-Western Cengage Learning, 2002.



Artigo recebido em 24/01/2017 e aceito para publicação em 10/10/2017

DOI: <http://dx.doi.org/10.14488/1676-1901.v17i4.2698>