



Exacta

ISSN: 1678-5428

ISSN: 1983-9308

gerald@neto@uni9.pro.br

Universidade Nove de Julho

Brasil

Moreira Barreto de Oliveira, Abdinardo; Muritiba Araújo, André  
Investigação sobre persistência na variância e quebras estruturais  
nas séries de preços da manga e uva exportadas da Bahia, Brasil  
Exacta, vol. 16, núm. 1, 2018, Janeiro-Março, pp. 33-42  
Universidade Nove de Julho  
Brasil

DOI: <https://doi.org/10.5585/ExactaEP.v16n1.6899>

Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=81058841004>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais informações do artigo
- Site da revista em [redalyc.org](http://redalyc.org)

UNEM [redalyc.org](http://redalyc.org)

Sistema de Informação Científica Redalyc  
Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal  
Sem fins lucrativos acadêmica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa  
acesso aberto

# Investigação sobre persistência na variância e quebras estruturais nas séries de preços da manga e uva exportadas da Bahia, Brasil

*Investigation of persistence in variance and structural breaks in exported mango and grape prices series of Bahia, Brazil*

Abdinardo Moreira Barreto de Oliveira<sup>1</sup>

André Muritiba Araújo<sup>2</sup>

## Resumo

Este estudo verificou a persistência na variância e a ocorrência de quebras estruturais nas séries de preços da manga e uva exportadas da Bahia, Brasil, dada a simultaneidade desses fatos que prejudicam a eficiência dos modelos de gestão de risco financeiro que consideram a variância como medida desse risco. 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. Sobre a persistência na variância, ela não foi evidenciada em qualquer das séries históricas analisadas. Sobre as quebras estruturais, ainda que elas não tenham sido encontradas, o modelo puro de variância MS conseguiu somente lidar com a heterocedasticidade presente na série histórica da manga, enquanto que para a série histórica da uva, o modelo GARCH(1,1) atendeu melhor nesse quesito. Isto sugere certa “imunidade” dessas séries históricas frente às mudanças macroeconômicas internacionais ocorridas entre 1989 e 2014.

**Palavras-chave:** Persistência na variância. Quebras estruturais. Fruticultura exportadora.

## Abstract

This study verified the persistence in variance and the occurrence of structural breaks in the prices series of mango and grape of exported from Bahia, Brazil, given the simultaneity of these facts that impair the efficiency of the financial risk management models that consider the variance as a measure of this risk. It was used the GARCH (1, 1) model to identify the persistence in variance, and a Markov Switching pure model of variance to identify structural breaks. Regarding persistence in variance, it wasn't shown in any of the time series analyzed. Regarding structural breaks, although they haven't been found, the MS pure model of variance only succeed in deal with the heteroskedasticity present in mango time series, while for the grape time series, the GARCH(1,1) model served better in this respect. This suggests some “immunity” of these time series in face of the international macroeconomic changes occurred between 1989 and 2014.

**Keywords:** Persistence in variance. Structural breaks. Exported fruits.

<sup>1</sup> Doutor em Administração (UFPE)  
Prof. do Departamento de Administração  
(UTFPR, Campus Pato Branco)  
Universidade Tecnológica do Paraná.  
abdinardom@utfpr.edu.br

<sup>2</sup> Graduando em Engenharia de Produção  
UNIVASF.  
andre.muritiba@hotmail.com

## 1 Introdução

A variância é uma medida estatística que mostra o quão dispersos os dados estão em volta de sua média, ou valor esperado. Dada à facilidade de seu cálculo e clareza de entendimento, ela se tornou o principal indicador numérico de risco em processos decisórios.

Na esfera das decisões financeiras, a variância faz parte de várias técnicas de proteção ao risco, como o Valor-em-Risco (Jorion, 2007) ou as diversas abordagens de *hedging* estáticas (homocedásticas) ou dinâmicas (heterocedásticas) utilizadas em mercados derivativos (Chen, Lee & Shrestha, 2003) ou de opções (Brooks, 2008), uma vez que ela mensura a volatilidade, um conceito importante das teorias de precificação de ativos (Wooldridge, 2002).

Contudo, as séries econômico-financeiras estão propensas a mudanças bruscas no comportamento da média/volatilidade, conhecidas por quebras estruturais. Elas afetam 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* (ou por partes). Consequentemente, os coeficientes ficam superestimados, aumentando em demasia a persistência dos dados passados.

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 tornam o modelo suficientemente flexível para diferentes tipos de comportamentos, em diferentes pontos no tempo (Brooks, 2008).

Em se tratando da manga e uva exportadas brasileiras, elas são afetadas por fatores edafoclimáticos e econômicos que podem causar quebras estruturais em seus preços finais, seja na média ou

na volatilidade, tornando ineficientes quaisquer técnicas de proteção ao risco financeiro. Ademais, não existem estudos prévios que lidaram com essa problemática, ainda que elas estejam entre as quatro principais frutas brasileiras exportadas entre 1997 e 2008 (Bueno & Baccarin, 2012).

Portanto, o objetivo deste artigo é verificar a persistência na variância e a ocorrência de quebras estruturais nas séries de preços da manga e uva exportadas da Bahia, Brasil, dada a simultaneidade desses fatos e as implicações de sua ocasião. Como justificativa, a Bahia tem municípios que fazem parte do Vale do submédio São Francisco, responsável por 95% das exportações brasileiras de uva e manga (Lopes, Castro, Neves & Caldeira, 2007; Lima, Silva & Santos, 2013) para mercados como EUA, Europa e Ásia.

## 2 Markov switching model

O modelo autorregressivo integrado e de médias móveis [ARIMA] (Box, Jenkins & Reinsel, 1994; Morettin & Toloi, 2006) apresenta dificuldades em considerar nas suas equações a ocorrência de mudanças súbitas nas séries históricas econômicas e financeiras.

Dado o acontecimento 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*<sup>1</sup> (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, 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, conforme mostra a equação (1), com  $u_t \sim N(0, \sigma^2_{st})$ .

$$Y_t = \mu S_t - 1 + u_t \quad (1)$$

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):

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

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 tempo<sup>2</sup>.

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

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{1j} & \dots & p_{1n} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ p_{i1} & \dots & p_{ij} & \dots & p_{in} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ p_{n1} & \dots & p_{nj} & \dots & p_{nn} \end{bmatrix} \quad (3)$$

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):

$$x(k) = p1(k) \ pn(k) \quad (4)$$

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).

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

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.d<sup>3</sup>. 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):

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

Detalhes sobre a parametrização do vetor  $\theta$  estão descritos 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  $\theta^4$ .

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 ações/tendências futuras do mercado de ações], em Bergman e Hansson (2005) [taxa real de câmbio/Teoria da paridade do poder de compra] e em Nikolsko-Rzhevskyy e Prodan (2012) [previsão da taxa de câmbio no período pós Bretton-Woods].

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 GARCH 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 ( $\alpha_i$  e  $\beta_i$ ), 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 ( $K, q$ )<sup>5</sup>, 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 ( $\mu_{s_t}$ ), é estimada a variância dos resíduos condicionada às alterações do estado da série temporal ( $u_t$ ), a partir das seguintes equações:

$$u_t = g_{s_t} h_{t-1} v_t \quad (7)$$

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

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 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 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:

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

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

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

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

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

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

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) e Balcilar, Demirer e Hammoudeh (2013).

### 3 Metodologia

Os preços da manga e uva exportadas baianas foram coletados no site AliceWeb2 (BRASIL, 2015), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), em US\$/kg, mensalmente, entre janeiro/1989 a dezembro/2014, totalizando 312 meses por fruta. Os dados perdidos (manga = 44; uva = 81) foram preenchidos via programação linear, minimizando o erro quadrático médio entre os dados simulados e os dados disponíveis (manga = 268; uva = 231). Para a formatação dos dados, todas as situações no Quadro 1 foram consideradas como se pertencessem a uma única série temporal, por fruta. Depois, se calculou o *log* retorno ( $r_t$ ) de todos os preços, tornando assim suas séries estacionárias.

Para verificar a persistência na variância, empregou-se a regressão linear por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) na equação (1),

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
Uva	Fresca	NBM	0806100000
	Fresca	NCM	08061000

**Quadro 1: Codificação da manga e da uva exportadas**

Fonte: Brasil (2015).

admitindo nesse instante um único regime. Com os resíduos obtidos, usou-se o teste LM de Engle (1982) 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  $\alpha_1$  e  $\beta_1$ , calculou-se o parâmetro  $\lambda = \alpha_1 + \beta_1$ , bem como a sua meia-vida (MV), que mede o tempo (em meses) que o choque na volatilidade diminui à metade de seu tamanho original, dado por  $MV = 1 - [\ln(2)/\ln(\lambda)]$ . Para os fins deste estudo, a persistência na variância foi indicada para todo  $\lambda > 0,90$ , apontando assim para a ocorrência de quebras estruturais na variância da série histórica.

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 baixa (regime 1) e alta (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), 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 Microsoft Excel® 2007 e Eviews® 8.

## 4 Análise dos resultados

### 4.1 Persistência na variância

A Tabela 1 mostra o resultado do Teste LM de Engle (1982) para as séries de *log* retorno da manga e uva exportadas da Bahia, após a regressão por MQO da equação (1).

**Tabela 1: Teste LM(5) para as séries de *log* retorno da manga e uva exportadas (BA)**

FRUTA (N=312)	LM $\chi^2$	<i>p-value</i>	$\lambda$	MV
Manga	38,08*	0,000*	0,78	3,8
Uva	38,74*	0,000*	0,90	7,4

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

Ambas as frutas exibiram heterocedasticidade na variância de seus *log* retornos, dado que os resultados do Teste LM(5), que segue uma distribuição Qui-quadrado, foram maiores que o valor crítico (15,10), com 05 defasagens. Adicionalmente, a Tabela 1 mostra os resultados dos parâmetros  $\lambda$  e MV, após o uso do modelo GARCH(1,1). Foi visto que a manga e a uva não apresentaram evidências de quebras estruturais na variância de suas séries de *log* retornos ( $\lambda \leq 0,90$  e baixas MV), consequência da estabilidade dos parâmetros GARCH no tempo, contribuindo assim para a eficácia preditiva do modelo.

### 4.2 Quebras estruturais

Ainda que os resultados vistos na seção 4.1 não apontem para a ocorrência de quebras estruturais na variância das séries da manga e da uva, procedeu-se mesmo assim com o emprego do modelo puro de variância MS [ver equações (9) a (14)], agora com o objetivo de verificar se ele consegue lidar com a heterocedasticidade detectada. A Tabela 2 mostra os parâmetros estimados para o vetor  $\theta$  das séries da manga e da uva exportadas baianas.

Em ambas as séries, confirmou-se a existência de dois regimes, com suas variâncias e probabilidades estimadas (*p-value* < 5%). Para facilitar a inter-

**Tabela 2: Parâmetros estimados do vetor  $\theta$  para as frutas exportadas baianas**

Parâmetros do vetor $\theta$	Manga	Uva
$P_{11}$	90,51%*	61,72%*
$P_{12}$	9,49%*	38,28%*
$P_{21}$	33,23%*	16,13%*
$P_{22}$	66,77%*	83,87%*
$\sigma_1$ (Regime Baixa Volatilidade)	13,03%*	2,56%*
$\sigma_2$ (Regime Alta Volatilidade)	56,07%*	33,90%*
EDR Baixa Volatilidade (meses)	10,54	2,61
EDR Alta Volatilidade (meses)	3,01	6,20

\*Significativo a 5%. Fonte: Dados da pesquisa.

pretação dos resultados, foi calculado e mostrado o desvio-padrão  $\sigma_t$  (DP), que é a raiz quadrada da variância e é intuitivamente mais fácil o seu entendimento acerca das variações dos retornos.

No caso da manga, foi visto que o DP no regime de alta volatilidade é 4,3 vezes maior que o DP no regime de baixa volatilidade, enquanto que para a uva, esta relação é de 13,2. Isto sugere que os agentes econômicos envolvidos na exportação da uva baiana são mais sensíveis às variações de oferta e demanda do produto, do que os agentes econômicos ligados à exportação da manga baiana. E, conforme a teoria microeconômica, tal sensibilidade está refletida nas variações dos preços destes produtos (Pindyck & Rubinfeld, 2013; Elder, 1993).

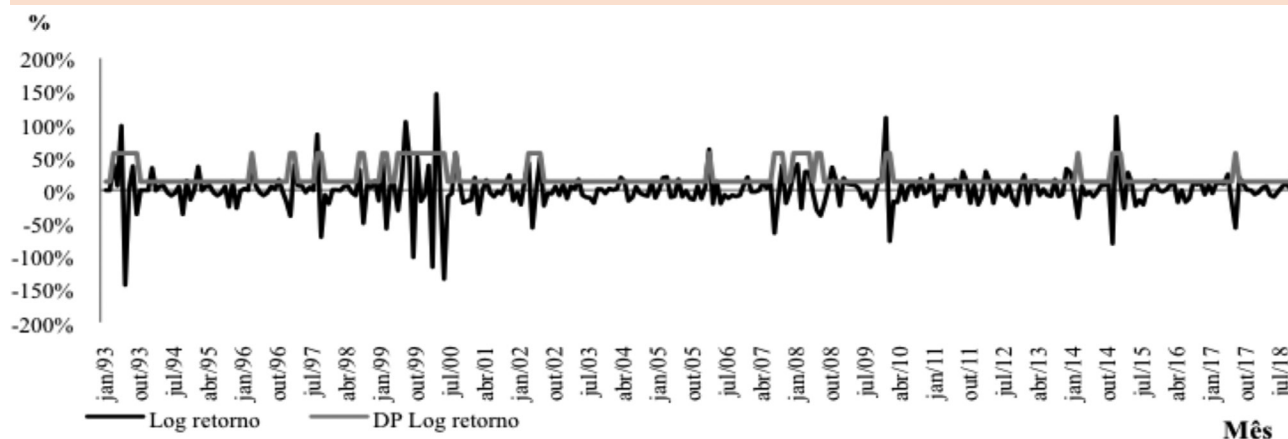
Quanto à expectativa de duração dos regimes (EDR), calculada pela equação  $EDR = 1/(1 - p_{ij})$ , com  $i = j$  (Hamilton, 1989, 1994), foi visto que os períodos de alta volatilidade<sup>6</sup> tendem a ser mais persistentes na uva do que na manga. De fato, foram identificados 53 meses de alta volatilidade e 258 meses de baixa volatilidade na manga, enquanto que na uva, observou-se 209 meses de alta volatilidade e 102 meses de baixa volatilidade.

As Figuras 1 e 2 ilustram, para a manga e a uva, as estimativas do DP em face de suas séries de *log* retorno, com  $\mu = 0$ , entre jan/1989 e dez/2014. Em complemento à análise, as Figuras 3 e 4 mostram os vetores de estado [Eq.(5)] para a manga e a uva, também entre jan/1989 e dez/2014. Em



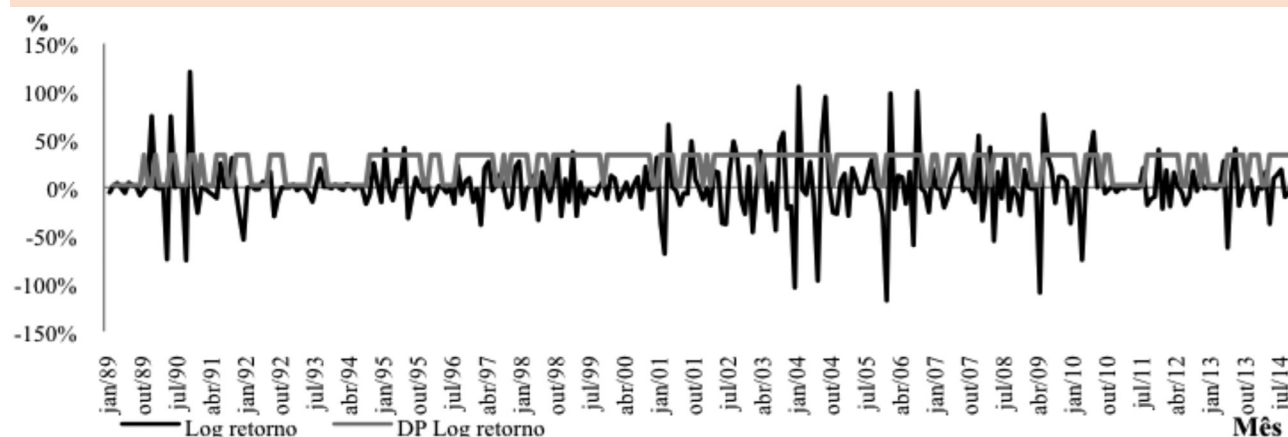
destaque (marcações em cinza) estão os períodos de recessão econômica dos EUA, cujo comporta-

mento dos vetores de estado, em ambos os casos, sugere não ser influenciado por tais períodos.



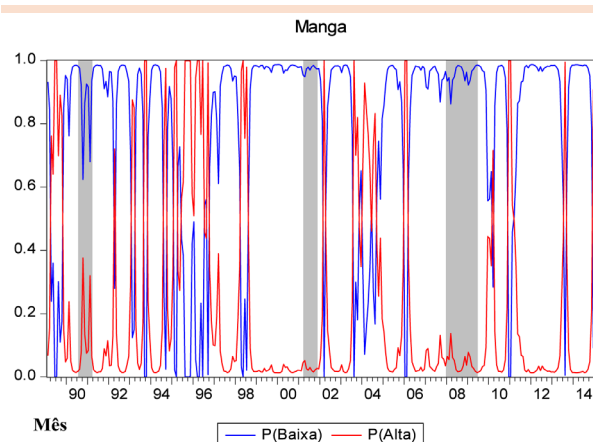
**Figura 1: DP estimado para a manga**

Fonte: Dados da pesquisa.



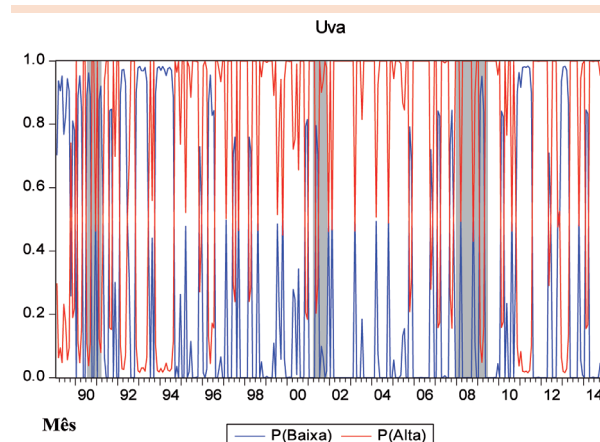
**Figura 2: DP estimado para a uva**

Fonte: Dados da pesquisa.



**Figura 3: Vetor de estado para a manga**

Fonte: Dados da pesquisa.



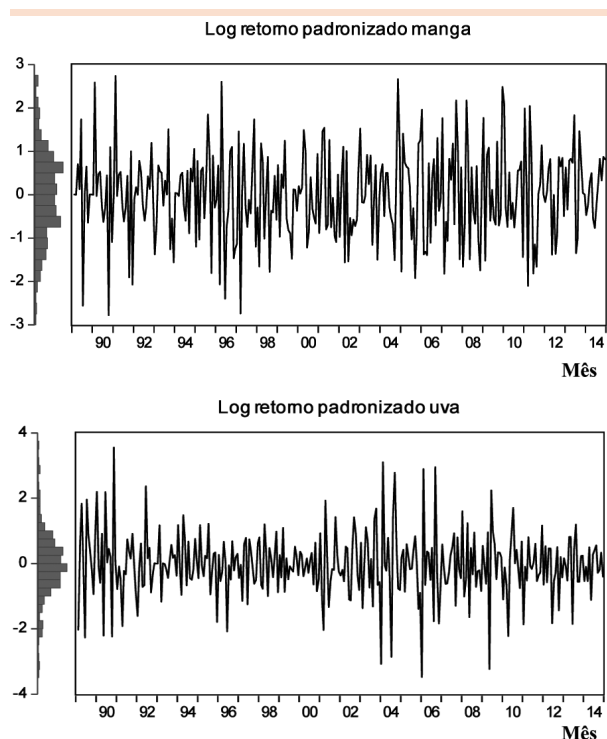
**Figura 4: Vetor de estado para a uva**

Fonte: Dados da pesquisa.



Como dito 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 à heterocedasticidade presente nas séries de *log* retorno da manga e da uva, 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 exportadas com quebras estruturais**

Fonte: Dados da pesquisa.

O teste estatístico de Jarque e Bera (1987) confirmou a normalidade do histograma para o *log* retorno padronizado da manga (*p-value* = 0,98), porém rejeitando-a para o caso do *log* retorno padronizado da uva (*p-value* = 0,00). A Tabela 3 mostra os resultados do teste LM de Engle (1982) para ambas as séries de *log* retorno

padronizado, com defasagens variando entre 01 e 05, em relação ao modelo puro de variância MS.

**Tabela 3: Teste LM para o *log* retorno padronizado das frutas exportadas**

Defasagens	Manga MS ( <i>p-values</i> )	Uva MS ( <i>p-values</i> )	Uva GARCH(1,1) ( <i>p-values</i> )
01	0,3713	0,0000 <sup>*</sup>	0,2873
02	0,0795	0,0000 <sup>*</sup>	0,2636
03	0,1736	0,0001 <sup>*</sup>	0,3699
04	0,2982	0,0002 <sup>*</sup>	0,5187
05	0,0939	0,0000 <sup>*</sup>	0,6602

\*Significativo a 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

Em relação à manga, todas as defasagens indicaram a ausência de heterocedasticidade na variância, enquanto que para a uva, este fato não foi constatado para qualquer defasagem.

Logo, o modelo puro de variância MS conseguiu lidar somente com a heterocedasticidade presente na série de *log* retornos da manga, enquanto que o modelo GARCH(1,1) conseguiu tratar melhor desse fato para a série de *log* retornos da uva. Vale ressaltar que a identificação dos regimes na variância das séries aconteceu em função da heterocedasticidade, e não pela ocorrência de quebras estruturais.

Isto pode ser atestado ao se comparar a expectativa de duração do regime de alta volatilidade (Tabela 2) com os valores MV (Tabela 1), onde pode ser vista a similaridade de seus resultados, confirmando assim a ausência de quebras estruturais nas séries de preços.

## 5 Conclusão

O objetivo deste artigo foi verificar a persistência na variância e a ocorrência de quebras estruturais nas séries de preços da manga e uva exportadas da Bahia, Brasil, dada a concomitan-

cia 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*, ela não foi evidenciada em qualquer das séries históricas das frutas analisadas, indicando certa “imunidade” às mudanças súbitas nos fatores macroeconômicos ocorridos entre jan/1989 e dez/2014, tais como os três períodos de recessão econômica ocorridos nos EUA, importante mercado consumidor dessas frutas (Ferreira & Sampaio, 2009).

Sobre as *quebras estruturais*, ainda que elas não tenham sido encontradas, o modelo puro de variância MS conseguiu somente lidar com a heterocedasticidade presente na série de *log* retorno da manga, enquanto que para a série de *log* retorno da uva, o modelo GARCH(1,1) atendeu melhor nesse quesito. Assim, os regimes descobertos nessas séries foram em função do fenômeno da heterocedasticidade, e não de quebras estruturais.

Para estudos futuros, é recomendada a metodologia empregada neste artigo para investigar o mesmo fenômeno nas demais frutas exportadas, agora num contexto nacional, com vistas a testar a hipótese nula da ausência de quebras estruturais em suas séries de preços.

## Notas

- 1 Aqui o TAR não será abordado, haja vista que nele o regime da variável é conhecido e observável.
- 2 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*).
- 3 Independente e identicamente distribuídas (Nota dos autores).
- 4 O MS não aceita termos MA na sua parametrização (Nota dos autores).
- 5 O algoritmo computacional está disponível em: <http://dss.ucsd.edu/~jhamilto/software.htm#Markov>.
- 6 Infelizmente, não foram localizadas referências bibliográficas com relatos da época que expliquem a ocorrência dessas quebras estruturais na manga e na uva exportadas baianas (Nota dos autores).

## Referências

- Balcilar, M., Demirer, R., & Hammoudeh, S. (2013, February) Investor herds and regime-switching: evidence from Gulf Arab stock markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 23, 295-321.
- Bera, A. K., & Higgins, M. L. (1993, December) ARCH models: properties, estimation and testing. *Journal of Economic Surveys*, 7(4), 305-366.
- Bergman, U. M., & Hansson, J. (2005, February) Real exchange rates and switching regimes. *Journal of International Money and Finance*, 24(1), 121-138.
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M., & Reinsel, G.C. (1994). *Time series analysis: forecasting and control* (3a ed.). New Jersey: Prentice Hall.
- Brasil. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. (2015). *Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior (AliceWeb)*. Recuperado em 02 fevereiro, 2018, de <http://aliceweb2.mdic.gov.br/>
- Brooks, C., & Persaud, G. (2001 January-March) The trading profitability of forecasts of the gilt-equity yield ratio. *International Journal of Forecasting*, 17(1), p.11-29.
- Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance* (2a ed.). New York: Cambridge University Press.
- Bueno, G., & Baccarin, J. G. (2012 Junho). Participação das principais frutas brasileiras no comércio internacional: 1997 a 2008. *Revista Brasileira de Fruticultura*, 34(2), 424-434.
- Chen, S. S., Lee, C. F., & Shrestha, K. (2003 autumn) Futures hedge ratio: a review. *The quarterly review of economics and finance*, 43(3), p.433-465.
- Elder, A. (1993). *Trading for a living: psychology, trading tactics, money management*. New York: John Wiley & Sons.
- Engel, C., & Hamilton, J. D. (1990 September). Long swings in the dollar: are they in the data and do markets know it? *The American Economic Review*, 80(4), 689-713.
- Engle, R. F. (1982 July). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Ferreira, M. O., & Sampaio, Y. S. B. (2009 setembro). Estudos para a implantação de mercados futuros de manga e uva no Brasil como solução para alavancar as exportações de frutas tropicais. *Revista Desenharia*, 11, 67-98.
- Hamilton, J. D. (1989 March) A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2), 357-384.



- Hamilton, J. D. (1990 July-August). Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of Econometrics*, 45(1-2), 39-70.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press.
- Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994 September-October). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, 64(1-2), 307-333.
- Ichiiue, H., & Koyama, K. (2011 November). Regime switches in exchange rate volatility and uncovered interest parity. *Journal of International Money and Finance*, 30(7), 1436 – 1450.
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987 August). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review*, 55(2), 163-172.
- Jorion, P. (2007). *Value-at-Risk: the new benchmarking for managing financial risk* (3a ed.). New York: McGraw-Hill.
- Kim, C. J., Nelson, C. R., & Startz, R. (1998 June). Testing for mean reversion in heteroskedastic data based on Gibbs-sampling-augmented randomization. *Journal of Empirical Finance*, 5(2), 131-154.
- Kolman, B., & Hill, D. R. (2013). *Introdução à álgebra linear com aplicações* (8a ed.). Rio de Janeiro: LTC.
- Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990 April). Persistence in variance, structural change, and the GARCH model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 8(2), 225-234.
- Lima, J. R. F., Silva, J. S., & Santos, R. K. B. (2013). Comportamento dos preços da manga exportada do Brasil: 2004-2012. *Organizações Rurais & Agroindustriais*, 15(3), 370-380.
- Lopes, F. F., Castro, L. T., Neves, M. F., & Caldeira, M. A. (2007) O Vale do São Francisco: lições para o planejamento estratégico de uma região. In: *Agronegócios e desenvolvimento sustentável: uma agenda para a liderança mundial na produção de alimentos e bioenergia*. São Paulo: Atlas.
- Morettin, P. A., & Toloi, C. M. C. (2006). *Análise de séries temporais* (2a ed.). São Paulo: Edgard Blücher.
- Nikolsko-Rzhevskyy, A., & Prodan, R. (2012 April-June). Markov switching and exchange rate predictability. *International Journal of Forecasting*, 28(2), 353-365.
- Perlin, M. (2012). *MS\_Regress – The MATLAB package for Markov regime switching models*. Recuperado em 02 fevereiro, 2018, de <http://ssrn.com/abstract=1714016>
- Pindyck, R. S., & Rubinfeld, D. L. (2013). *Microeconomia* (8a ed.). São Paulo: Pearson Education do Brasil.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Introductory Econometrics: a modern approach* (2th. ed.). Mason: South-Western Cengage Learning.

Recebido em 9 nov. 2016 / aprovado em 11 abr. 2017

**Para referenciar este texto**

Oliveira, A. M. B., & Araújo, A. M. Investigação sobre persistência na variância e quebras estruturais nas séries de preços da manga e uva exportadas da Bahia, Brasil. *Exacta – EP*, São Paulo, v. 16, n. 1, p. 33-42, 2018.