

CADERNOS DO IME – Série Estatística

Universidade do Estado do Rio de Janeiro - UERJ
Rio de Janeiro - RJ - Brasil
ISSN 1413-9022 / v. 27 p. 29 - 43, 2009

PREVISÃO DO PREÇO DE VENDA DA UVA ITÁLIA E DA MANGA TOMMY PRODUZIDAS NO VALE DO SÃO FRANCISCO VIA ANÁLISE DE SÉRIES TEMPORAIS: UM ESTUDO DE CASO

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

Marcelo José Vieira de Melo Sobrinho
Universidade Federal do Vale do São Francisco
marcelomeloadm@yahoo.com.br

Resumo

O presente estudo investiga a adequação de uma metodologia de previsão de preços para a manga Tommy e a uva Itália, produzidas e comercializadas no Vale do São Francisco, através da utilização das técnicas de Análise de Séries Temporais. Foram coletados e calculados, junto aos registros da Secretaria de Agricultura do Estado da Bahia, os preços médios mensais destes produtos entre 2002 e 2008, totalizando uma amostra de 84 períodos. Para a interpretação dos resultados, foram utilizados os modelos de previsão Holt-Winters e ARIMA. Os resultados indicam, dentre outras coisas, uma estacionariedade no preço da manga e uma tendência de aumento no preço da uva. A metodologia desenvolvida pôde ser considerada válida, pois forneceu os menores erros quadráticos de previsão por meio da suavização exponencial aditiva para a uva Itália (Holt-Winters) e o modelo ARIMA(2,0,1) para a manga Tommy. Sugestões de novos estudos são elaboradas ao final do artigo.

Palavras-chave: *Previsão de preços, Séries temporais, Fruticultura.*

1. Introdução

O agronegócio é uma das atividades econômicas desenvolvidas no Brasil que vem recebendo crescente destaque nos meios de comunicação e a atenção de pesquisadores, estudiosos e investidores, mesmo em momentos de crises econômicas. Isto porque, dentre outras coisas, a sua participação na economia brasileira representa 33% do PIB, 42% do volume de exportações e 37% na geração de empregos. Além disso, ele pode ser considerado como uma atividade que melhor desempenha as políticas de interiorização do desenvolvimento, porque contribui significativamente na diminuição do fluxo migratório e na redução da pressão populacional nas capitais e regiões metropolitanas do país (ROCHA *et al.*, 2005; NEVES & CONEJERO, 2007).

Os diversos motivos que justificam esta relevante participação do agronegócio brasileiro nos cenários nacional e mundial podem ser agrupados em apenas três fatores (NEVES & CONEJERO, 2007): (1) o aumento dos preços de venda de algumas principais *commodities* agrícolas, como açúcar, álcool, soja e café, devido às quebras de safra dos principais concorrentes e ao aumento da população mundial, acarretando num maior consumo de alimentos e energia; (2) as melhorias ocorridas na produtividade, sejam pela capacidade empreendedora dos agricultores em utilizar novas técnicas de gestão empresarial, sejam pela assimilação de novas tecnologias de plantio desenvolvidas por centros de pesquisa como a Embrapa e (3) pela magnitude das exportações de empresas multinacionais com mercados próprios, ou por agroindústrias nacionais em processo de internacionalização.

Neste cenário também merece destaque os números apresentados pela fruticultura. Em 2008, as exportações de frutas frescas brasileiras foram de 888 mil toneladas (acréscimo de 10,31% em relação a 2006), totalizando US\$ (*F.O.B.*) 724 milhões em vendas (aumento de 51,74% em relação a 2006). Do total de dólares que estas exportações trouxeram para a Balança Comercial brasileira, as vendas de uva ficaram em 1º lugar e as vendas de manga em 3º lugar, contribuindo respectivamente com 23,67% e 16,39% desse total (IBRAF, 2009). Boa parte deste desempenho é decorrente de áreas produtivas irrigadas, das quais se destaca o pólo Petrolina - Juazeiro, localizado no Vale do Rio São Francisco, região de clima semi-árido situado entre a Bahia e Pernambuco. O pólo é responsável por 43% das exportações de frutas brasileiras e por mais de 90% das exportações de uva e manga (LOPES *et al.*, 2007).

Embora os resultados apresentados apontem para uma perspectiva (ainda) promissora de expansão do agronegócio brasileiro, notadamente o setor aqui em análise, é importante salientar que o seu desempenho não depende só da aplicação direta de avanços tecnológicos ocorridos na área de produção ou gestão, mas também sofre influência de fatores externos até certo ponto imprevisíveis ou incontroláveis, tais como: (1) as variações climáticas [afetam a qualidade do produto], (2) o dimensionamento equânime da produção mundial de alimentos nos países fornecedores [sua ausência pode provocar o excesso ou a escassez destes produtos] e (3) as variações cambiais ocorridas durante a comercialização da produção agrícola mundial [afetam a renda do consumidor e a receita do produtor]. Os fatores em tela exercem grande influência no preço final de venda do produto agrícola destinado ao mercado consumidor e, por conta de sua imprevisibilidade ou incontrolabilidade, boa parte dos produtores pode sentir dificuldade em estabelecer um preço final adequado (CAETANO, 2006; NEVES; CONEJERO, 2007).

Portanto, compreender *como* será o comportamento dos preços agrícolas se torna importante para os produtores rurais nacionais, porque tal variável consegue resumir, em um único valor, toda a informação relevante sobre os aspectos micro e macro econômicos que afetam o desempenho da empresa no setor onde está inserida (ELDER *apud* SACHETIM, 2006). Logo, a descoberta dos movimentos de alta ou de baixa dos preços agrícolas pode permitir a reorganização do ciclo produtivo, de modo que o momento da comercialização da safra possa coincidir com os maiores valores que o mercado consumidor esteja disposto a pagar. Tal informação contribuiria na maximização das receitas por safra vendida, principalmente para o pequeno e médio produtor, fazendo-os evitar os períodos de excedente de oferta. Dessa forma, o presente estudo apresenta uma proposta de previsão de preços para as culturas de uva e manga produzidas e comercializadas no Vale do São Francisco, com o intuito de contribuir na elaboração do planejamento da produção da atividade agrícola local. Para isto são empregados dois métodos largamente utilizados para a realização de previsões – o de suavizações e o auto-regressivo integrado e de médias móveis - descritos a seguir.

2. Referencial Teórico

A Análise de Séries Temporais constitui-se de um método quantitativo de previsão que realiza a projeção de valores futuros de uma variável, fundamentada

eminentemente nas suas observações passadas, organizadas de forma seqüencial e em intervalos de tempo específicos escolhidos pelo analista. Alicerçado neste conceito, este método apresenta uma característica peculiar: a de que suas observações adjacentes são dependentes, ou seja, os elementos que causaram os padrões de atividade no passado continuarão a influenciá-lo, de maneira semelhante, no futuro. Logo, o modelo matemático a ser construído para realizar a previsão da série temporal permitirá que os dados analisados “falem por si”, sem precisar recorrer a uma teoria subjacente específica para possibilitar a sua interpretação (BOX, JENKINS & REINSEL, 1994; LEVINE *et al.*, 2005).

Moretin e Toloï (2006) informam que ao utilizar a Análise de Séries Temporais no estudo de uma variável qualquer vinculada a um instante de tempo t , o pesquisador poderá estar interessado em: (1) averiguar o mecanismo causador de sua trajetória; (2) realizar projeções de valores da função amostral em curto ou em longo prazo; (3) delinear o desempenho da série, procurando identificar a existência de tendências, ciclos e variações sazonais (especialmente em séries econômicas e financeiras) e; (4) buscar periodicidades importantes nos dados, com o intuito de encontrar componentes de frequência que caracterizem a existência de um espectro.

Dentre os métodos de previsão disponíveis, existe uma grande classe que tenta abordar as razões das variações ocorridas em séries temporais, que é a das *suavizações*. Sua premissa básica é que os valores extremos encontrados na série simbolizam casos fortuitos ou randômicos e, realizando a suavização destes, pode-se encontrar o modelo básico da série, discernindo-o de quaisquer “ruídos” que porventura estejam incluídos nas observações e, assim, utilizá-lo para calcular os valores futuros da função amostral (MORETIN & TOLOI, 2006). A suavização da série temporal acontece através do cálculo de médias móveis exponencialmente ponderadas, o que significa dizer que seus valores mais recentes recebem maior peso de importância na previsão dos valores no futuro. Além disso, tal procedimento averigua a existência de uma tendência linear e de um componente de sazonalidade (SILVA, SAMOHYL & COSTA, 2002). Caso a série temporal estudada possua estas características, um dos modelos de suavização mais indicados na literatura especializada é o *Holt-Winters (HW)*.

A vantagem de utilizá-lo se deve à sua fácil compreensão, ao seu baixo custo, a sua adaptabilidade para séries com modelo de comportamento mais genérico

(MORETIN & TOLOI, 2006) e, de acordo com os resultados de estudos empíricos, sua precisão é compatível com a de modelos mais complexos, como por exemplo, a abordagem ARIMA (MAKRIDAKIS & HIBON, 2000). Talvez porque estas vantagens possam estar baseadas no Princípio da Parcimônia (BOX, JENKINS & REINSEL, 1994) é que seu modelo vem sendo empregado em alguns estudos de previsão de *commodities* agrícolas (SILVA, SAMOHYL & COSTA, 2002; PACHECO & SILVA, 2003; BACCI, REZENDE & MEDEIROS, 2006), na indústria alimentícia (QUEIROZ e CAVALHEIRO, 2003; ALBUQUERQUE & SERRA, 2006) ou até mesmo na previsão de demanda turística (SERRA, TAVARES & SANTOS, 2005), conseguindo estes pesquisadores resultados satisfatórios de previsão de valores futuros das séries.

O modelo *HW* é dividido em dois subgrupos: aditivos e multiplicativos. O primeiro considera que a amplitude da variação da sazonal permanece uniforme ao longo do tempo, enquanto que no segundo ela muda com o passar do tempo, podendo ascender ou descender conforme for o caso. Para seu uso, é necessária a estimação das constantes de amortecimento de Nível (α), de Tendência (β) e de Sazonalidade (γ). O Quadro 1 apresenta as equações de suavização e de previsão, onde Y_t é o valor observado no instante t na série analisada.

Quadro 1 – Equações de suavização exponencial sazonal de *Holt-Winters*

Equação	HW Aditivo	HW Multiplicativo
Nível	$L_t = \alpha(Y_t - S_{t-s}) + (1 - \alpha)(L_{t-1} + b_{t-1})$	$L_t = \alpha\left(\frac{Y_t}{S_{t-s}}\right) + (1 - \alpha)(L_{t-1} + b_{t-1})$
Tendência	$b_t = \beta(L_t - L_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1}$	$b_t = \beta(L_t - L_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1}$
Sazonalidade	$S_t = \gamma(Y_t - L_t) + (1 - \gamma)S_{t-s}$	$S_t = \gamma\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) + (1 - \gamma)S_{t-s}$
Previsão	$F_{t+1} = (L_t + b_{t-m})S_{t+1-s}$	$F_{t+1} = (L_t + b_{t-m})S_{t+1-s}$

Fonte: adaptado de Moretin e Toloí (2006)

Os contrapontos que a literatura fala sobre o modelo *HW* são (1) as dificuldades em determinar os valores mais apropriados das constantes de suavização e (2) a impossibilidade e/ou dificuldade de se estudar suas propriedades estatísticas, como a média, a variância e o intervalo de confiança da previsão (MORETIN & TOLOI, 2006).

Embora apresente um grau de complexidade maior, o modelo auto-regressivo integrado e de médias móveis (ARIMA) anunciou uma nova geração de ferramentas de previsão de séries temporais, dada a combinação de três filtros para a estimação dos

valores futuros: o auto-regressivo [AR], o de integração [I] e o de médias móveis [MA]. Os modelos $[AR(p)]$ estudam o mecanismo de autocorrelação do processo gerador da série temporal, ou seja, as autocorrelações acontecem quando se verificam a presença de correlação entre os p valores observados na série temporal. Os modelos $[MA(q)]$ pesquisam a estrutura de autocorrelação dos resíduos de previsão. Portanto, tal autocorrelação é examinada sempre que existir uma correlação entre a média móvel dos q termos de erro sucessivos na série temporal. Caso a série apresente ambas as características, os modelos podem ser combinados criando um processo $[ARMA(p, q)]$. Por fim, o filtro $[I(d)]$ é utilizado quando se observa que a série temporal é não-estacionária, ou seja, ela é *integrada*. Assim, após calcular a diferença entre os valores subjacentes da série d vezes, é possível torná-la estacionária, de modo que ofereça uma base válida para a previsão. O Quadro 2 mostra as equações empregadas de acordo do modelo ARIMA, onde Y_t^* é o valor calculado, φ_t é o coeficiente auto-regressivo, θ_t é o coeficiente de média móvel, μ é uma constante e ε_t é o termo de erro estocástico de ruído branco (BOX, JENKINS & REINSEL, 1994; GUJARATI, 2006).

Quadro 2 – Equações de previsão para o modelo ARIMA

Método	Equação
AR(p)	$Y_t^* = \varphi_1 Y_{t-1}^* + \varphi_2 Y_{t-2}^* + \dots + \varphi_p Y_{t-p}^* + \varepsilon_t$
MA(q)	$Y_t^* = \mu - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$
ARMA(p, q)	$Y_t^* = \varphi_1 Y_{t-1}^* + \varphi_2 Y_{t-2}^* + \dots + \varphi_p Y_{t-p}^* - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$

Fonte: adaptado de Moretin e Toloí (2006)

Sobre a potencialidade do uso do método ARIMA para a previsão de preços agrícolas no Brasil, vale destacar os estudos feitos com o trigo (ARÊDES & PEREIRA, 2008), o cacau (MORAES & ALBUQUERQUE, 2006) e a soja (SILVA, SAMOHYL & COSTA, 2002), onde seus resultados de previsão foram estatisticamente satisfatórios.

3. Procedimentos Metodológicos

O presente estudo foi realizado com o intuito de compreender o comportamento da série de preços da Manga Tommy (MT) e da Uva Itália (UI) produzidas e comercializadas no Vale do São Francisco, seguindo as orientações (1), (2) e (3) citadas por Moretin e Toloí (2006). Os preços foram coletados no *site* da Secretaria de Agricultura, Irrigação e Reforma Agrária do Estado da Bahia (SEAGRI, 2009), relativos

à cidade de Juazeiro (BA). A escala de tempo utilizada foi mensal, entre os anos de 2002 e 2008, totalizando 84 observações. Foram construídas duas séries mensais – MT e UI – onde mostram o preço médio mensal, atualizados pelo IGP-DI da FGV.

Para o modelo *Holt-Winters*, primeiro foi necessário identificar se as séries mensais apresentam tendência e sazonalidade. Para a tendência, foi adotado o teste *Wald-Wolfowitz*. Como o número de observações acima (n_1) e abaixo (n_2) da mediana (m) foram maiores que 20 em todas as séries, foi realizada uma aproximação normal para testar a hipótese H_0 (*não há tendência*) frente a H_1 (*há tendência*). Em todas as séries, H_0 foi rejeitada ($n_1=42$; $n_2=42$; $Z=-9,00$; Z ajustado= $8,89$; $P=0,0001$), indicando a existência de tendência e eliminando a conjectura da aleatoriedade de seus valores. Quanto à ocorrência de sazonalidade, foi utilizado o teste de *Friedman*. Para a série MT ($S=45,31$; $DF=11$; $P=0,001$) foi verificada a existência de sazonalidade a 1% de significância. Para a série UI ($S=18,10$; $DF=11$; $P=0,079$) foi verificada a existência de sazonalidade a 10% de significância, possibilitando assim o uso do modelo supracitado. Para avaliar o subgrupo (aditivo ou multiplicativo) que melhor se adapta na predição das observações, foi utilizado o *menor erro quadrático médio* (MSE) como parâmetro.

Para a utilização do modelo ARIMA, primeiro foi aplicado o teste de estacionariedade (ou de raiz unitária). Aqui foi usado o teste KPSS (KWIATKOWSKI *et al.*, 1992), onde foi testada a hipótese H_0 (são estacionárias). Em seguida, foi feita a análise dos seus correlogramas, com 28 defasagens ($\pm 1/4$ do tamanho das séries).

O diagnóstico do modelo estimado se deu através do teste *Breusch-Godfrey* (teste LM), com o objetivo de verificar a hipótese H_0 de não-existência de correlação serial entre os resíduos do modelo. Por fim, a capacidade de previsão do modelo foi testada através da estatística U de *Theil*. Neste aspecto, foi utilizada a equação U_2 (1) sugerida por Bliemel (1973), onde P_i e A_i representam, respectivamente, os valores previstos e observados na série temporal, e que quanto mais próximo de zero for o valor obtido, melhor será a qualidade de previsão do método empregado. Os softwares utilizados foram o *Eviews 6.0*, *Minitab 14*, *MS Excel* e *Statistica 7.0*.

Equação 1 – Estatística de Theil para medição de qualidade de previsão do modelo

$$U_2 = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n A_i^2}}$$

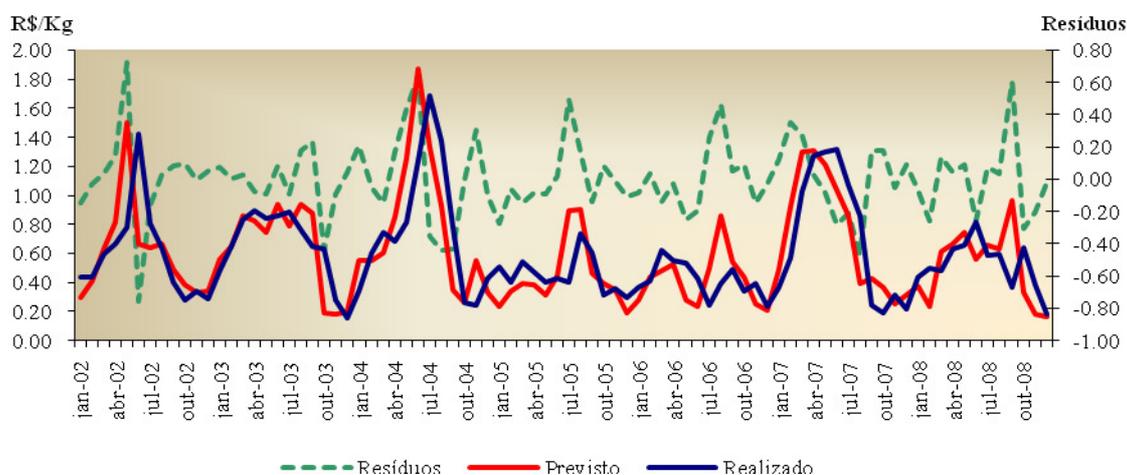
4. Análise e discussão dos resultados

4.1 Previsões através do modelo *HW*

Em relação à Manga Tommy, os resultados encontrados indicam a aplicabilidade do supracitado modelo, sendo este utilizado tanto pela suavização exponencial sazonal aditiva ($U_{aditiva} = 0,35767$; $MSE_{aditiva} = 0,059576$) como pela multiplicativa ($U_{multiplicativa} = 0,35770$; $MSE_{multiplicativa} = 0,059587$).

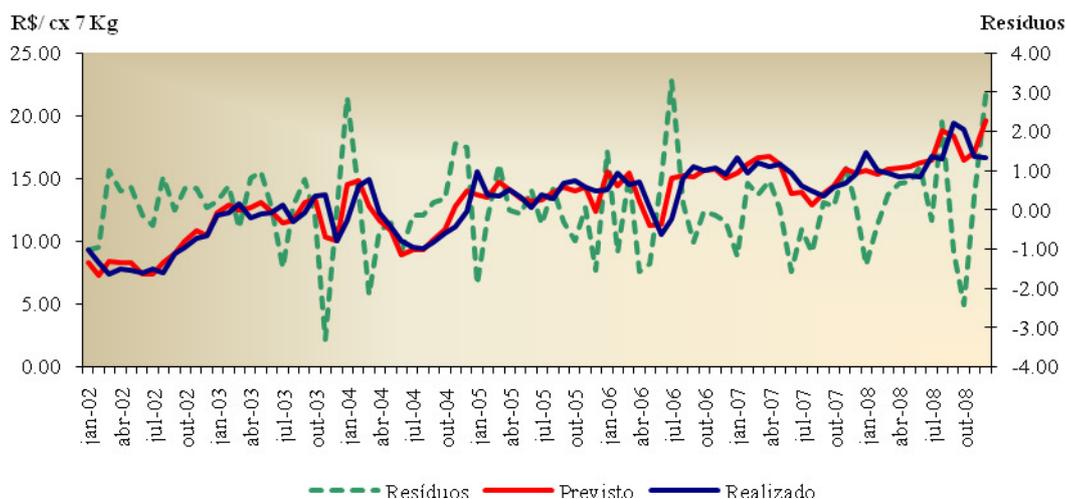
Um entendimento para os resultados da estatística *U* de *Theil* serem tão próximos, em ambas as situações, decorre do comportamento dos preços da Manga Tommy ao longo do período analisado. No longo prazo, é possível verificar certa *estacionariedade* entre a amplitude de seus valores máximos e mínimos, característica marcante em suavizações exponenciais aditivas. No curto prazo, comparando anualmente os valores obtidos, verifica-se mudanças relevantes nos patamares das amplitudes dos preços, demandando o uso de suavizações exponenciais multiplicativas nas previsões, conforme mostra a Figura 1.

Figura 1 – Gráfico Real *versus* Previsto para a Manga Tommy, com suavização aditiva (2002-2008)



Além disso, é possível notar que ao longo do 1º semestre, o preço médio da MT tende a subir, alcançando seus valores máximos entre os meses de **junho e julho**, para inverter sua tendência e decair para seus valores mínimos históricos, que normalmente acontecem entre **novembro e dezembro**. Por fim, os coeficientes de amortização estimados para a série aditiva foram $\alpha=0,765$, $\beta=0,000$, $\gamma=0,000$, para a série multiplicativa foram $\alpha=0,915$, $\beta=0,000$, $\gamma=0,000$, e os valores iniciais para as equações de recorrência foram $S_0=0,6046$ e $T_0=-0,001$.

Figura 2 – Gráfico Real versus Previsto para a Uva Itália, com suavização aditiva (2002-2008)



Para a Uva Itália, os resultados também indicam o uso do *HW*, mas apontam somente para o uso de suavização exponencial sazonal aditiva ($U_{\text{aditiva}}=0,0822$; $MSE_{\text{aditiva}} = 1,2348$) em vez da multiplicativa ($U_{\text{multiplicativa}} = 0,0878$; $MSE_{\text{multiplicativa}} = 1,4084$), mesmo com seus valores de U bem próximos (Figura 2). Dessa forma, pode-se dizer que, embora seu preço de venda esteja numa tendência de alta, este pode estar assumindo, ao longo de cada ano, um padrão estacionário, tendo em vista que a amplitude da variação sazonal poderia estar se estabilizando. Assim, se vista em longo prazo, a série sugere ser multiplicativa dada às mudanças nos patamares de suas amplitudes; mas se vista em curto prazo – dentro do próprio ano – a série aparenta estar *estacionária* em torno de sua linha de tendência, demandando, portanto, a suavização aditiva. Além disso, os maiores valores de preço de venda foram observados no **2º semestre**. Por fim, os coeficientes de amortização para a série aditiva foram $\alpha=0,974$, $\beta=0,000$, $\gamma=0,000$, para a série multiplicativa foram $\alpha=0,968$, $\beta=0,102$, $\gamma=0,000$, e os valores iniciais para as equações de recorrência foram $S_0=7,986$ e $T_0=0,1129$.

4.2 Previsões através do método ARIMA

Neste tópico são apresentados os resultados para as séries MT e UI através do método ARIMA. O primeiro item analisado foi a estacionariedade das séries, para verificar a necessidade de calcular as primeiras diferenças e assim retirar sua raiz unitária. No caso da série MT, foi constatado que a mesma é estacionária [$I(0)$] – *KPSS stat.* = 0,096906; *Valor Crítico Assintótico 1%* = 0,739000 –, não rejeitando, portanto, H_0 . Em relação à série UI, foi obtida a rejeição de H_0 . Nesta situação, o teste foi feito com o objetivo de averiguar se UI é um *processo estacionário em tendência*. O

resultado final indica que UI é estacionária em sua tendência, isto é, embora sua média não seja constante, a sua variância é, não sendo necessária a diferenciação de seus valores – $KPSS\ stat. = 0,061139$; $Valor\ Crítico\ Assintótico\ 1\% = 0,739000$.

O segundo item foi a identificação do modelo a partir da análise das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial. Comparando o comportamento dos correlogramas referentes às séries MT e UI com os padrões teóricos citados por Gujarati (2006, p. 679), estes indicam que as séries sigam, *pele menos*, um processo AR(p).

Figura 3 – Correlograma Serie MT

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.674	0.674	39.561	0.000
		2	0.306	-0.273	47.803	0.000
		3	-0.007	-0.170	47.807	0.000
		4	-0.176	-0.035	50.604	0.000
		5	-0.249	-0.085	56.292	0.000
		6	-0.334	-0.232	66.611	0.000
		7	-0.364	-0.096	79.048	0.000
		8	-0.257	0.090	85.342	0.000
		9	-0.111	-0.035	86.526	0.000
		10	0.033	-0.005	86.635	0.000
		11	0.145	0.067	88.708	0.000
		12	0.247	0.127	94.832	0.000
		13	0.281	-0.016	102.89	0.000
		14	0.233	-0.021	108.50	0.000
		15	0.102	-0.034	109.59	0.000
		16	-0.065	-0.088	110.03	0.000
		17	-0.226	-0.142	115.54	0.000
		18	-0.296	-0.004	125.11	0.000
		19	-0.283	0.009	133.98	0.000
		20	-0.181	0.034	137.70	0.000
		21	-0.095	-0.078	138.73	0.000
		22	-0.017	-0.015	138.77	0.000
		23	0.056	-0.003	139.14	0.000
		24	0.096	-0.095	140.26	0.000
		25	0.170	0.090	143.78	0.000
		26	0.102	-0.196	145.07	0.000
		27	-0.044	-0.163	145.32	0.000
		28	-0.191	-0.117	150.02	0.000

Figura 4 – Correlograma Série UI

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.851	0.851	63.032	0.000
		2	0.716	-0.029	108.22	0.000
		3	0.644	0.150	145.17	0.000
		4	0.583	0.013	175.82	0.000
		5	0.490	-0.110	197.78	0.000
		6	0.432	0.081	215.08	0.000
		7	0.373	-0.069	228.13	0.000
		8	0.338	0.085	239.02	0.000
		9	0.302	-0.018	247.81	0.000
		10	0.282	0.047	255.55	0.000
		11	0.265	0.026	262.47	0.000
		12	0.246	-0.022	268.52	0.000
		13	0.238	0.070	274.30	0.000
		14	0.232	-0.018	279.87	0.000
		15	0.218	0.005	284.84	0.000
		16	0.215	0.045	289.75	0.000
		17	0.219	0.018	294.93	0.000
		18	0.236	0.095	301.05	0.000
		19	0.245	-0.006	307.72	0.000
		20	0.258	0.065	315.26	0.000
		21	0.269	0.013	323.57	0.000
		22	0.285	0.043	333.04	0.000
		23	0.254	-0.128	340.66	0.000
		24	0.228	0.008	346.93	0.000
		25	0.213	0.005	352.47	0.000
		26	0.174	-0.115	356.22	0.000
		27	0.115	-0.038	357.89	0.000
		28	0.095	0.039	359.06	0.000

Em seguida, para cada série, foram realizadas a estimação dos seguintes modelos: AR(1), AR(2), MA(1), MA(2), ARMA(1,1), ARMA(1,2), ARMA(2,1) e ARMA(2,2), todos com intercepto, já que os correlogramas não apontam p e q maiores que duas defasagens. O desempenho dos modelos foi medido a partir de um conjunto de critérios fundamentados tanto na importância das variáveis como na não-existência de correlação serial entre os resíduos (teste LM), ambos ao nível de 5% de significância. Os resultados mostraram que para a série MT, o modelo que melhor se ajustou foi o ARMA (2,1) [$\chi^2=0,9998$], e para a série UI, o modelo selecionado foi o ARMA(1,0) [$\chi^2=0,6877$], cujas respostas atendem aos padrões teóricos esperados. Como anteriormente fora identificado que a série UI é um processo estacionário em tendência, também foi estimado um modelo ARMA(1,0) com remoção desta tendência. As Tabelas 1 e 2 mostram os resultados estatísticos para os modelos acima calculados.

Tabela 1 – Estatística para o modelo ARMA (2,1) para a série MT

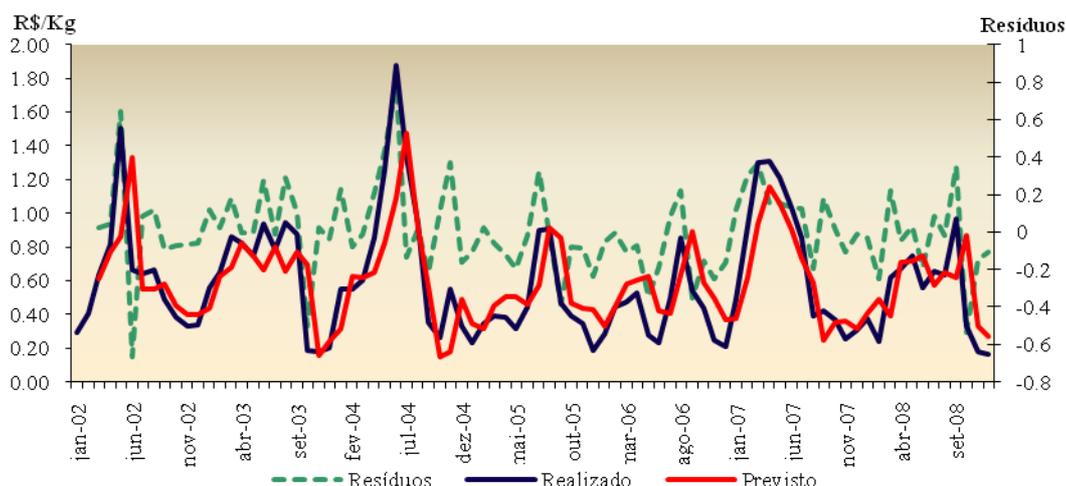
Manga Tommy	Constante	AR(1)	AR(2)	MA(1)
Coefficiente	0,585986	1,498471	-0,697126	-0,730474
Probabilidade	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
Critério de informação de Akaike	0,006716			
Critério de informação de Schwarz	0,124117			

Tabela 2 – Estatística para o modelo ARMA (1,0) para a série UI com tendência

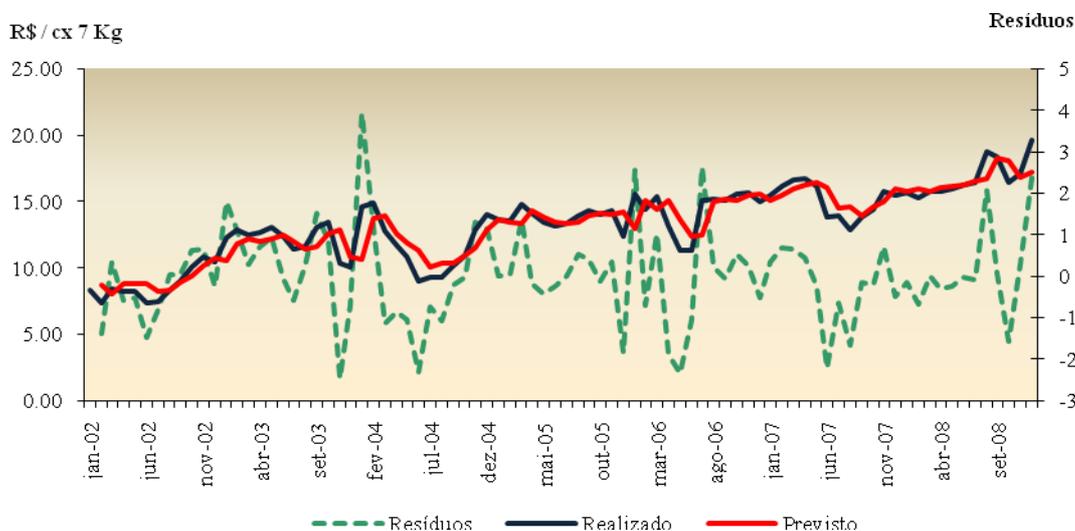
Uva Itália	Constante	AR(1)	t
Coefficiente	9,225007	0,674888	0,098470
Probabilidade	0,000000	0,000000	0,000000
Critério de informação de Akaike	3,174499		
Critério de informação de Schwarz	3,261927		

A última etapa do modelo ARIMA é a análise da qualidade de previsão dos dados a partir das equações calculadas. A estatística *U* de *Theil* apresentou o resultado de $U = 0,335140$ para o modelo ARMA (2,1) da série MT, demonstrando um desempenho *ligeiramente* melhor que seus modelos de suavização exponencial. Quanto à série UI, a estatística *U* de *Theil* retornou o valor $U = 0,0898$ para o modelo ARMA(1,0), e $U = 0,0841$ para o modelo ARMA(1,0) com tendência. Nesta série, o modelo de suavização aditiva apresentou um desempenho melhor que os modelos ARIMA estimados, mas o modelo ARMA(1,0) com tendência teve uma performance melhor que o modelo de suavização exponencial multiplicativa. As figuras 5 e 6 mostram os resultados da aplicação do modelo ARMA para a previsão de preços da manga Tommy e da uva Itália.

Figura 5 – Gráfico Real versus Previsto para a Manga Tommy, ARMA (2,1) (2002-2008)



4 Figura 6 – Gráfico Real *versus* Previsto para a Uva Itália, ARMA (1,0) com tendência (2002-2008)



5. Considerações finais

O presente estudo procurou contribuir na apresentação de uma proposta de previsão de preço para a produção de uva Itália e da manga Tommy oriundas do Vale do São Francisco, de modo que auxilie no planejamento da atividade agrícola local, através da análise de modelos de Séries Temporais. Já que as situações econômicas e de negócios mudam ao longo do tempo, os produtores rurais devem utilizar técnicas que monitorem as implicações que estas causarão no desempenho de sua organização.

A Análise de Séries Temporais é um ramo da Econometria que permite a estimação, com a maior precisão e o menor número de termos possíveis, o valor do preço futuro destes produtos agrícolas. Uma das vantagens que esta metodologia pôde apresentar neste estudo foi a sua capacidade de ilustrar, a partir da elaboração de projeções o resultado do embate econômico que envolve os interesses de vendedores e compradores de frutas, especialmente manga Tommy e uva Itália. Logo, a modelagem matemática dos dados passados pode ajudar a indicar momentos de reversão de tendências de preço, antecipando a informação do surgimento de um novo cenário que venha a favorecer os objetivos de determinado agente econômico, o que facilitaria a decisão do produtor rural quanto à época de comercialização e o valor a ser cobrado pela safra produzida.

Portanto, os resultados obtidos neste estudo são satisfatórios quanto à aplicabilidade de ambos os modelos para o acompanhamento da evolução do preço da

manga Tommy e da uva Itália, produzidas e comercializadas no contexto do Vale do São Francisco. Neste ínterim, vale salientar que, embora o método *Holt-Winters* tenha sido validado em ambas as séries temporais, os valores encontrados apontam para um melhor poder de predição do modelo na série de preços da uva Itália. Além disso, também foi identificada a propensão de estacionariedade da trajetória de ambas as funções amostrais, posicionando-se entre os valores máximos e mínimos de preços recentes. Quanto ao modelo ARIMA, este apresentou um melhor desempenho na predição dos valores da manga Tommy, ainda que este não seja seu modelo definitivo. Assim, tendo em vista o comportamento invertido das séries de preços estudadas, sugere-se aos produtores o investimento em ambas as culturas aqui analisadas como forma de diversificação.

Para estudos futuros, recomenda-se a aplicação de modelos complexos de previsão de séries temporais, como a metodologia de Vetores Auto-Regressivos (VAR) ou de métodos heterocedásticos (ARCH & GARCH), para comparar seus resultados com os aqui alcançados. Outra recomendação é determinar, através de métodos econométricos determinísticos (Regressão), as variáveis econômicas que podem influenciar na estimação do preço futuro dos produtos agrícolas aqui estudados além da variável *tempo*, o que contribuiria para a ampliação do arcabouço teórico, metodológico e prático de gestão de fruticultura irrigada na região do Vale do São Francisco.

Referências

- ALBUQUERQUE, J. C. S.; SERRA, C. M. V. Utilização de modelos de Holt-Winters para a previsão de séries temporais de consumo de refrigerantes no Brasil. In: XXVI ENEGEP, Fortaleza, **Anais...** Rio de Janeiro: ABEPRO, 2006.
- ARÊDES, A. L.; PEREIRA, M. W. G. Potencialidade da utilização de modelos de séries temporais na previsão do preço do trigo no Estado do Paraná. **Rev. de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 55, n. 1, p. 63-76, jan./jun. 2008.
- BACCI, L. A.; REZENDE, M. L.; MEDEIROS, A. L. Combinação de métodos de séries temporais na previsão da demanda de café no Brasil. In: XXVI ENEGEP, Fortaleza, **Anais...** Rio de Janeiro: ABEPRO, 2006.
- BLIEMEL, F. Theil's forecast accuracy coefficient: a clarification. **Journal of Marketing Research**, v.10, p.444-446, 1973.
- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. **Time series analysis: forecasting and control**. 3.ed. New Jersey: Prentice Hall, 1994.
- CAETANO, J.R. O ponto vulnerável da agricultura. **Exame**, São Paulo, 02. mai. 2006. Disponível em: <<http://portalexame.abril.com.br/revista/exame/edicoes/0866/economia/m0081647.html>>. Acesso em: 20/07/2006.
- GUJARATI, D. **Econometria Básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE FRUTAS. **Comparativo das exportações brasileiras de frutas frescas 2008 - 2007-2006**. Disponível em: <http://www.ibraf.org.br/estatisticas/est_frutas.asp>. Acesso em: 27 abr. 2009.

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, p.159-178, 1992.

LEVINE, D. M; STEPHAN, D; KREHBIEL, T. C; BERENSON, M. L. **Estatística: teoria e aplicações usando o Microsoft Excel em português**. 3.ed. Rio de Janeiro: LTC, 2005.

LOPES, F. F; CASTRO, L.T; NEVES, M.F; CALDEIRA, M.A. O Vale do São Francisco: lições para o planejamento estratégico de uma região. In: NEVES, M. F (org.). **Agronegócios e desenvolvimento sustentável: uma agenda para a liderança mundial na produção de alimentos e bioenergia**. São Paulo: Atlas, 2007, p.128-138.

MAKRIDAKIS, S; HIBON, M. The M3-Competition: results, conclusions and implications. **International Journal of Forecasting**, v. 16, p. 451-476, 2000.

MORAES, M. C.; ALBUQUERQUE, A. P. Previsão para o preço futuro do cacau através de uma série univariada de tempo: uma abordagem utilizando o método ARIMA. In: XXX EnANPAD, Salvador, **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2006.

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

NEVES, M. F; CONEJERO, M. A. Cenário econômico da produção de alimentos, fibras e bioenergia. In: NEVES, M. F (org.). **Agronegócios e desenvolvimento sustentável: uma agenda para a liderança mundial na produção de alimentos e bioenergia**. São Paulo: Atlas, 2007, p.11-19.

PACHECO, R. F; SILVA, A. V. F. Aplicação de modelos quantitativos de previsão em uma empresa de transporte ferroviário. In: XXIII ENEGEP, Ouro Preto, **Anais...** Rio de Janeiro: ABEPRO, 2003.

QUEIROZ, A. A; CAVALHEIRO, D. Método de previsão de demanda e detecção de sazonalidade para o planejamento da produção de indústrias de alimentos. In: XXIII ENEGEP, Ouro Preto, **Anais...** Rio de Janeiro: ABEPRO, 2003.

ROCHA, F.D; OLIVEIRA, D.F; LACERDA, T.S; SILVEIRA, V. N. S. Estratégias de financiamento do capital de giro em empresas do setor alimentício. In: XII SIMPEP, Bauru, **Anais...** Bauru: UNESP, 2005.

SACHETIM, H. M. **Análise Técnica: estudo da confiabilidade dos principais indicadores de Análise Técnica, aplicados às ações mais negociadas na Bovespa no período de 1995-2005**. Curitiba, 2006. 130 p. Dissertação (Mestrado em Administração) – Centro de Pesquisa e Pós-Graduação em Administração, Universidade Federal do Paraná.

SECRETARIA DE AGRICULTURA, IRRIGAÇÃO E REFORMA AGRÁRIA. **Cotação agrícola**. Disponível em:<<http://www.seagri.ba.gov.br/cotacao.asp>>. Acesso em: 03 abr. 2009.

SERRA, C. M. V; TAVARES, H. R; SANTOS, J. C. C. Aplicação de séries temporais na análise de demanda turística no Estado do Pará usando os modelos de Holt-Winters. In: XXV ENEGEP, Porto Alegre, **Anais...** Rio de Janeiro: ABEPRO, 2005.

SILVA, W.V; SAMOHYL, R.W; COSTA, L. S. Comparação entre os métodos de previsão univariados para o preço médio da soja no Brasil. In: XXII ENEGEP, Curitiba, **Anais...** Rio de Janeiro: ABEPRO, 2002.

SELLING PRICE PREDICTION OF ITALY GRAPE AND TOMMY MANGO PRODUCED AT SÃO FRANCISCO VALLEY BY TIME SERIES ANALYSIS: A CASE STUDY

Abstract

This paper investigates the adequacy of a methodology for price prediction of Tommy mango and Italy grape, both produced and traded at São Francisco valley, by the use of time series analysis. The average prices of these products were calculated based on Agriculture Secretary of state of Bahia's monthly records, between 2002 and 2008, which total sample collected was 84 periods. For results interpretation, this study applied the Holt-Winters and ARIMA prediction models. The results show, among other things, a stationarity on mango price and a growing trend on grape price. The methodology developed could be considered valid, because it gave minors square errors prediction by additive exponential smoothing for Italy grape (Holt-Winters) and the ARIMA model (2,0,1) for Tommy mango. Suggestion of new studies is showed in the end of this paper.

Key-words: Price prediction, Time series, Orchardring.