

ESTIMAÇÃO NÃO PARAMÉTRICA DO RISCO FINANCEIRO DA PRODUÇÃO DE TOMATE EM MOGI GUAÇU (SP)

Autor(es): Larissa Gui Pagliuca; Andréia Cristina de Oliveira Adami; Mirian Rumenos Piedade Bacchi;

Filiação: Escola superior de Agricultura “Luiz de Queiros” - Esalq/USP; Centro de Pesquisa em Economia Aplicada – CEPEA; Escola superior de Agricultura “Luiz de Queiros” - Esalq/USP.

E-mail: larissa.pagliuca@usp.br; adami@cepea.org.br; mrpbacch@usp.br

Grupo de Pesquisa: 2- Economia e Gestão no Agronegócio

Resumo

O trabalho tem por objetivo mensurar o risco financeiro da produção de tomate de mesa de Mogi Guaçu (SP), principal região produtora de tomate do país durante a safra de inverno. Para obtenção do risco financeiro da atividade, realizou-se uma análise probabilística para calcular o quantil negativo da distribuição de probabilidade das receitas líquidas operacionais (RLO), que foi simulada por Monte Carlo. Inicialmente, calculou-se o fluxo de caixa da produção de tomate na região, através da série histórica mensal de área de plantio, produtividade média, porcentagem da área colhida no mês, de tomate AA (considerado o de melhor qualidade) e A (de menor qualidade), preço de venda do AA e A e custo de produção, referentes às safras 2006 a 2012. Foram obtidos 49 valores de receita líquida operacional (RLO), durante o período analisado. Posteriormente identificou-se a distribuição de probabilidade da série de RLO, através do teste de ajuste de *Lilliefors*. Não constatada a aderência dos dados à distribuição normal, utilizou-se o estimador não paramétrico de Kernel. Após a escolha do estimador de melhor ajuste foram simulados 490 mil valores de RLO para cálculo do risco financeiro da atividade. Analisando-se o fluxo de caixa da produção de tomate em Mogi Guaçu nestes sete anos, a soma das RLO's positivas foi superior à das negativas. No entanto, houve meses consecutivos de receita negativa, o que pode elevar o risco do produtor não ter fluxo de caixa para honrar seus compromissos, se endividando e até inviabilizando o seu negócio. Calculado o risco financeiro da produção em Mogi Guaçu, este foi de 32%. A probabilidade do prejuízo em um determinado mês ($RLO < 0$) ser inferior à R\$ 5.000,00 ha^{-1} foi de 25% e de ser inferior à R\$ 10.000,00 foi de 19,0%.

Palavras-chave: Receita líquida operacional, distribuição de Kernel, risco financeiro.

Abstract

The objective of this study is to calculate the financial risk of fresh market tomato production in Mogi Guaçu (SP), the most important production region in Brazil, which represents the winter harvest. The financial risk was calculated using a probabilistic analysis, through the negative quantile of net revenues probability distribution using Monte Carlo simulation. Initially, it was calculated the tomato production cash flow using the monthly data of area, yield, price and harvested area of AA (considered the best quality) and A (the low quality), and production cost, from 2006 to 2012. It was found 49 values of net operational revenues (NOR) during the analyzed period. Therefore it was identified the probability distribution of the NOR serie, using the goodness of fit test of Lilliefors. Because it was not observed a good fit for normal distribution, it was used the non parametric estimator - Kernel. After choosing of the best fit estimator it was simulated 490 mil net revenues to calculate the risk. Regarding the cash flow analyses, in this last seven harvests, the average

OFR was positive, but there was consecutive negative OFR months. This cenarium can lead the producer to debt which might threaten the busines at long term. The financial risk of the tomato production in Mogi Guaçu was 32%. The probability of revenue lower than R\$ 5.000,00 ha⁻¹ in one month was 25%, and lower than R\$ 10.000,00 was 19,0%.

Key words: *Net operational revenues, Kernel distribution, financial risk.*

1. INTRODUÇÃO

A agricultura é caracterizada pelo seu alto risco, tanto pelo lado da produção como da comercialização. A produção é fortemente influenciada por fatores externos como o clima, pragas, doenças, etc. Já na comercialização, as incertezas estão relacionadas aos preços de venda dos produtos, preços de compra dos insumos, políticas de financiamento e outros fatores que geram oscilações no nível de capitalização do setor.

Na tomaticultura há ainda algumas características da produção e do mercado que intensificam a volatilidade da oferta e, conseqüentemente, dos preços, elevando a probabilidade do fluxo de caixa do produtor ficar negativo em alguns períodos. Entre essas características pode-se citar a influência do clima na qualidade do fruto. Como os frutos são classificados por tamanho e coloração, possuindo distintos valores no mercado, oscilações climáticas durante a safra fazem variar a oferta de frutos de maior e menor qualidade, afetando a receita do produtor. Além disso, a alta perecibilidade do fruto reduz o tempo de escoamento da produção, sem possibilidade de estocagem (MARGARIDO; KATO; UENO, 1994).

A agregação de todos esses fatores tornam a oferta e os preços do tomate voláteis, refletindo na rentabilidade desta cultura. Analisando os últimos dois anos como exemplo, no primeiro semestre de 2012, embora tenha havido uma redução de 6% na área de tomate (safra de verão), o clima foi bem propício à cultura, elevando significativamente a produtividade e resultando em excesso de oferta durante os meses de fevereiro a abril (ZAGATI; CAMPOLI, 2012). O preço médio do tomate salada longa vida de melhor qualidade (AA), comercializado nas regiões produtoras durante esses três meses de 2012, foi de R\$ 10,68 cx⁻¹ de 22 kg, abaixo do custo médio de R\$ 16,35 cx⁻¹ de 22 kg (ZAGATI; CAMPOLI, 2012). Com isso produtores que cultivam o fruto no verão se descapitalizaram diminuindo novamente a área para a temporada 2013 (-16,1%). Porém, como as condições climáticas em 2013 não foram as melhores, a oferta disponível foi baixa (NASCIMENTO; SILVA; ZAGATI, 2013). Assim o preço médio do fruto de boa qualidade disponível para ser comercializado pelas regiões produtoras durante o primeiro semestre de 2013 foi de R\$ 39,40 cx⁻¹ de 22 kg (NASCIMENTO; SILVA; ZAGATI, 2013).

Esta volatilidade dos preços gera dificuldades na administração da produção e eleva o risco do produtor não ter fluxo de caixa para honrar com seus compromissos futuros, podendo se endividar e até mesmo ter que sair da atividade. Além disso, há horticultores que tomam decisão de investimento com base na lucratividade da safra anterior, o que torna comum um ano de boa lucratividade ser seguido por outro de baixa rentabilidade ou até mesmo de prejuízo, devido à ampliação na área cultivada, que acarreta excesso de oferta e queda dos preços (BARROS, 2007; CAMARGO FILHO et al., 1994; SANTOS; NORONHA, 1999; MARGARIDO; KATO; UENO, 1994; CAMARGO FILHO; MAZZEI, 2002).

Porém, existem poucos estudos na literatura relacionados ao risco financeiro na agricultura, sobretudo na produção de tomate. Sendo assim, este trabalho tem por objetivo mensurar o risco financeiro da produção de tomate de mesa de Mogi Guaçu (SP), principal região produtora do país.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Gestão financeira da produção e o risco

Para Valle (1987) e Barros (2007), a gestão rural envolve três aspectos: técnico da produção, visando eficiência produtiva; econômico, com enfoque nos custos de produção para obter lucro; e financeiro, na busca de recursos monetários para gerir o fluxo de caixa e realizar investimentos. O presente trabalho aborda o aspecto financeiro, com o estudo do fluxo de caixa da produção agrícola.

O fluxo de caixa é definido por Noronha (1987) como valores monetários que representam entradas e saídas de recursos por unidade de tempo, sendo que a diferença entre entradas e saídas resultará no recurso disponível. Assim, o saldo negativo indica a falta de capital de giro, ausência de recurso para pagamento das dívidas nas suas respectivas data de vencimento. A escassez de recurso pode levar o produtor ao endividamento e, se este cenário se mantiver no longo prazo, o produtor pode ter que sair da atividade.

As atividades de gestão têm por objetivo alocar recursos, muitas vezes escassos, em possibilidades produtivas dentro de um ambiente de riscos e incertezas característico do setor, sendo uma ferramenta indispensável para atingir o desenvolvimento sustentável da propriedade agrícola como um todo (LOURENZANI; SOUZA FILHO; BÀNKUTI, 2003; PERREIRA et al., 2007). Mas por outro lado, os autores apontam a forte deficiência que as empresas agrícolas têm para a sua implantação.

O risco, segundo Gitman (1997), está relacionado à possibilidade da ocorrência de um prejuízo financeiro que dificulta a concretização do que foi planejado inicialmente. Por se referir a um resultado futuro incerto, existe em todas as atividades empresariais, não sendo diferente no setor agrícola.

De acordo com o Departamento de Agricultura dos Estados Unidos – USDA (2006), no setor agrícola é possível se expor ao menos cinco classes de risco: preços (de produto e de insumos); produção; renda; financeiro e institucional. Sendo que, o risco financeiro é decorrente de variações desfavoráveis e inesperadas no fluxo de caixa do negócio, muitas vezes por conta de mudanças ocorridas no mercado e/ou na produção, ocasionando oscilações na renda do produtor rural. As consequências ocorrem sobre a capacidade de pagamento do investimento, onde mudanças não previstas como altas nas taxas de juros e corte na oferta de crédito podem agravar uma situação já difícil (USDA, 2006).

De forma geral os agricultores operam em um ambiente econômico extremamente arriscado, especialmente os que produzem frutas e verduras para o mercado de produtos frescos, cuja alta perecibilidade gera restrições sobre o tempo para a venda de sua produção, estando sujeitos a grandes flutuações (Rueth; Ligon, 1999). Os mesmos autores argumentam que embora parte das variações seja previsível, devido à sazonalidade, a outra parte ocorre por imprevisíveis choques de oferta, demanda ou por variação na qualidade da produção.

Apesar de ser evidente a existência das incertezas e do risco na agricultura, a percepção dos produtores com relação aos riscos envolvidos é baixa (BOGGESS; KWABENA; HANSON, 1985). Vale et al. (2007) constataram que os produtores mineiros de leite têm baixa percepção do risco de sua atividade e não há uma gestão formal do mesmo,

sendo esta muitas vezes compensada pela experiência dos produtores e pelo consequente conhecimento de mercado que possuem.

Um dos poucos trabalhos que tentaram analisar a viabilidade econômica de diferentes sistemas de cultivo de soja e arroz, incluindo o risco financeiro, foi o de Hansen, Knapp e Jones (1997). No Brasil existem poucos trabalhos acadêmicos que desenvolveram modelos de quantificação e gerenciamento de risco de fluxo de caixa, sobretudo de empresas não financeiras (BRUNI; FAMÀ; SIQUEIRA, 1998). O que mais se destacou foi o de Perobelli e Securato (2005), que mensurou o risco de fluxo de caixa de empresas distribuidoras de energia elétrica, e o de Perobelli et al. (2011), que estudou a indústria têxtil.

No setor agrícola, Ponciano et al. (2004) analisaram a viabilidade econômica e o risco de rentabilidade negativa da produção de frutas na região norte do Rio de Janeiro. Paes e Esperancini (2006) modelaram um sistema de informação para obter a distribuição de probabilidade e risco de certos níveis de lucro da produção de laranja, considerando três densidades de plantio. Adami (2010) desenvolveu um modelo para mensurar o retorno financeiro e o risco do negócio na produção de citros.

Em todos estes trabalhos as receitas, vindas dos fluxos de caixa, foram consideradas como variáveis aleatórias e o risco foi incorporado na análise através de modelos de simulação como o de Monte Carlo – SMC. No entanto faltam estudos que avaliem o risco financeiro de culturas anuais, com curto ciclo de produção, alta perecibilidade e volatilidade de preços, como as hortaliças.

No caso da tomaticultura, Rueth e Ligon (1999) analisaram o risco de preço da produção de tomate fresco para a indústria na Califórnia (EUA) e a relação contratual entre produtores e compradores para reduzir tal risco. Schurle e Erven (1979) avaliaram o *trade-off* entre retorno e risco da produção de tomates, pepinos, soja, milho e trigo, sendo que o cultivo destas hortaliças, combinado com o de grãos apresentou melhor relação retorno/risco em relação à produção de grãos apenas.

Arêdes, Oliveira e Rodrigues (2010), estudaram os produtos hortigranjeiros na Região Norte Fluminense (RJ), em especial da produção de tomate no município de Campos dos Goytacazes. Os autores se basearam na simulação Monte Carlo utilizando dois cenários (bons preços e preços baixos), tendo concluído que a produção de tomates é economicamente viável na região e que a probabilidade de prejuízo, de acordo com o indicador considerado (margem líquida) foi inferior a 5%.

Apesar das características de alta volatilidade de preços, perecibilidade, falta de planejamento e gestão da produção, dentre outras, existem poucos estudos na literatura relacionados ao risco financeiro da produção de tomate. Nesse sentido, neste trabalho pretende-se, com o cálculo do risco financeiro da atividade, contribuir para a melhoria da gestão do risco do setor.

2.2 Tomaticultura brasileira

A produção de tomate tem grande importância econômica para o agronegócio brasileiro, sobretudo no segmento de hortaliças, sendo uma cultura de destaque em termos de valor da produção. Dados do IBGE mostram que a produção do fruto gerou, em 2011, o montante de R\$ 6,6 bilhões, tornando-se a 12ª no ranking dos vinte principais produtos do agronegócio brasileiro.

A cadeia de tomate ainda tem uma importância social, pois segundo estudo divulgado pela Associação Brasileira do Comércio de Sementes e Mudas – ABCSEM (2011), as hortaliças geraram em média 3,5 empregos diretos por hectare em 2010.

Nos anos de 2012 e 2013 o fruto ganhou ainda mais destaque na economia brasileira através de sua caracterização como “vilão” da inflação, sendo utilizado para justificar as altas na taxa de inflação do País (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada- CEPEA, 2013). O auge dos elevados preços do tomate ocorreu nos três primeiros meses do ano de 2013, quando estes bateram recordes, chegando o produto, a ser comercializado no varejo no valor de R\$ 10,00 o quilo, desencadeando uma série de notícias e até mesmo “greve” de consumo do fruto (DALTRO; CEOLIN, 2013; WELLINGTON, 2013). A alta foi causada principalmente pela menor oferta nacional do fruto, em virtude da diminuição da área cultivada nos dois últimos anos (CEPEA, 2013). Segundo estudos do CEPEA, a redução dos investimentos na cultura se deve a descapitalização dos produtores, que passaram por duas safras consecutivas de preços inferiores ao custo de produção.

O tomate (para o mercado *in natura* ou processamento) pode ser produzido em praticamente todo o Brasil, sob diferentes sistemas de cultivo e níveis de manejo, visto a diversidade de variedades adaptadas às diversas condições edafoclimáticas (PERREIRA et al., 2007). No entanto, dados do IBGE de 2012 mostram que a região Sudeste tem a maior participação em termos de volume produzido, 39%, seguido do Centro-Oeste (32,3%), Sul (16,9%), Nordeste (11,0%) e Norte do País (0,15%).

A região produtora de Mogi Guaçu, estado de São Paulo, contribuiu significativamente com a oferta de tomate de mesa do país, pois possuiu a maior área de produção em 2012, 500 ha, segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), (IBGE, 2013). O período de colheita é bem distribuído, podendo se estender por seis meses, inclusive durante a estação de inverno, quando o clima é mais estável – perdas na produção e comercialização podem ser menores. Além disso, a região paulista está próxima ao principal mercado consumidor (São Paulo), dando a ela outra vantagem competitiva. No entanto, mesmo com alguns fatores positivos características já mencionadas da cultura, tanto da produção como da comercialização, podem não reduzir o seu risco financeiro.

3. METODOLOGIA

3.1 Cálculo do risco financeiro da produção de tomate de mesa

A incorporação do risco em análises econômicas pode ocorrer de três formas, segundo Martines Filho e Peres (1998): através de um instrumental estatístico mais subjetivo conhecido como “análise de decisão”; pela “média-variância” de Markowitz, com foco na seleção de carteiras ou *portifólios*; e através da Simulação Monte Carlo, onde há necessidade de computar modelos mais complexos. Segundo Noronha (1987), a simulação Monte Carlo pode ser empregada em diversas situações de conhecimento imperfeito, e foi utilizada neste trabalho.

Desta forma, o risco financeiro da produção de tomate de mesa em Mogi Guaçu é definido como a probabilidade da RLO ser negativa, ou seja, do produtor não conseguir obter receita suficiente para honrar seus compromissos financeiros em determinado período. Tal fato pode levar o produtor ao endividamento e, dependendo do grau de endividamento, o produtor pode não conseguir dar continuidade ao seu negócio, o que poderia forçá-lo a sair da atividade. Assim, a quantificação do risco financeiro foi feita através do cálculo do quantil negativo da distribuição de frequência da série de receita líquida operacional (RLO), conforme equação (1).

$$Risco = \int_{-\infty}^0 f_{rlo} d(rlo) \quad (1)$$

Para tanto, foram utilizados os dados de RLO oriundos da simulação Monte Carlo. Isso porque, pela lei dos grandes números, a probabilidade de um evento observado converge para o seu valor esperado à medida que o número de repetições se torna arbitrariamente grande (MORETTIN; BUSSAB, 2004).

3.2 Cálculo da receita líquida operacional (RLO)

Para calcular a série de receita líquida operacional (RLO) da produção de tomate de mesa de Mogi Guaçu (SP) utilizou-se a série histórica mensal de área de plantio, produtividade média, porcentagem da área colhida no mês, porcentagem de tomate AA (considerado o de melhor qualidade) e A (de menor qualidade) colhido por mês, preço de venda do AA e A e custo de produção referente à safra 2006 à 2012. Todos esses dados foram coletados ao longo desse período (7 anos) pela equipe Hortifruti Brasil do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – (ESALQ/USP), junto à rede de tomaticultores colaboradores do CEPEA (produtores, compradores, engenheiros agrônomos, vendedores de insumos e produtores de mudas). No total foram analisados 49 meses de colheita em Mogi Guaçu.

O levantamento da área de plantio é realizado durante o período de transplante e atualizado mês a mês até a finalização da safra, quando há o registro da área anual plantada naquela temporada (hectares). A porcentagem da área colhida em cada mês também é coletada mensalmente, ao longo do período de safra. A produtividade média é dada pela quantidade de caixas de 22 quilos de tomate colhida por hectare, não considerando as perdas no transporte, beneficiamento e na comercialização até o comprador, devido à dificuldade de mensuração das mesmas. Desta forma, os valores obtidos podem estar em algumas realidades, superestimados. A produtividade média mensal, a e porcentagem de frutos de melhor qualidade (padrão AA) e de menor qualidade (padrão A) colhidos no mês foram coletadas mensalmente, durante o período de safra da região.

Os preços médios mensais de venda do tomate, em Reais por caixa de 22 quilos são valores de referência levantados pelo CEPEA. Estes preços diferem conforme a classificação do tomate (AA e A, sendo que esta última corresponde a 50% do valor do AA). Como o padrão de qualidade do tomate varia ao longo da safra, sobretudo devido à influência de fatores climáticos, o preço recebido pelos produtores foram ponderados pela porcentagem de fruto AA e A colhido no mês.

Quanto ao custo para a produção de uma caixa de tomate (R\$ cx^{-1} de 22 kg), este é estimado pelos produtores mensalmente, com base na sua própria contabilidade de custo. Os valores se referem ao Custo Operacional (CO), que inclui todos os gastos gerados na propriedade, ao longo de um ano (civil ou agrícola), com mão de obra, insumos, manutenção de máquinas e equipamentos, gasto administrativo, impostos e frete (MATSUNAGA et al., 1976). Apesar dos custos terem sido estimados mensalmente pelos tomaticultores colaboradores do CEPEA, estes são próximos ao mensurado nos trabalhos de Deleo, Menegazzo e Tappetti (2011) em Mogi Guaçu.

Tanto as séries de preço como a de custo de produção foram corrigidas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), do Instituto Brasileiro de Economia e Estatística (IBGE), base dezembro de 2012 = 100.

Através dos dados acima mencionados foi construído o fluxo de caixa mensal e subtraindo as despesas (D) da receita bruta (RB), obteve-se a respectiva Receita Líquida Operacional (RLO) mensal, conforme equações 2 a 5.

$$RLO = RB - D \quad (2)$$

$$Q = A * X * Pr \quad (3)$$

$$RB = (AA\% * Q) * P_{aa} + (A\% * Q) * P_a \quad (4)$$

$$D = CO * Q \quad (5)$$

onde:

Q : quantidade de caixas de 22 kg de tomate Salada AA colhidas no mês,

A : área total de plantio da safra (ha),

X : porcentagem da área total colhida no mês (%),

Pr : produtividade média da safra ($cx\ ha^{-1}$),

$AA\%$: porcentagem de frutos de classificação AA colhidos no mês,

$A\%$: porcentagem de frutos de classificação A colhidos no mês,

P_{aa} : preço médio mensal de venda da caixa de tomate Salada AA (R\$ por caixa de 22 kg),

P_a : preço médio mensal de venda da caixa de tomate Salada A (R\$ por caixa de 22 kg),

CO : custo operacional de produção, mensal, estimado pelos produtores (R\$ por caixa de 22 kg).

Como não foi possível contabilizar as perdas ocorridas durante o transporte e comercialização do fruto a receita líquida operacional (RLO) podem estar superestimadas, como já citado.

3.3 Identificação da distribuição de probabilidade da receita líquida operacional

Para realização da simulação dos valores de receita líquida operacional da região, e, assim, calcular o risco financeiro da produção de tomate, fez-se necessário a identificação da distribuição de probabilidade dos dados de RLO observados.

Existem várias funções de distribuição de probabilidade que podem descrever o comportamento de variáveis discretas como bernoulli, binomial, binomial negativa, hipergeométrica, geométrica, poisson e, no caso de variáveis contínuas pode-se utilizar a distribuição uniforme, normal, log-normal, gama, weibull, exponencial, beta, qui-quadrado, t de Student e F de Snedecor (MORETTIN; BUSSAB, 2004). No entanto, a simples visualização dos dados amostrais de uma variável em um histograma de frequência não é suficiente para inferir sobre a distribuição de probabilidade que melhor representa os dados da variável analisada. Desta forma, os Testes de Ajustamento (testes da bondade do ajustamento) ou *goodness of fit*, são realizados para testar a hipótese de que uma determinada amostra aleatória tenha sido extraída de uma população com distribuição de probabilidade especificada (bom ajuste) (CAMPOS, 1983).

Sendo X_1, X_2, \dots, X_n uma amostra aleatória da população P , e X uma variável aleatória com função densidade de probabilidade $f(x)$ desconhecida e com função de distribuição acumulativa $F(x)$, conhecendo $f(x)$ permite estimar $F(x)$. Assim, o teste de aderência verificará se a amostra observada veio de uma distribuição de probabilidade especificada através de:

$H_0: F(x) = F_0(x)$ e $H_1: F(x) \neq F_0(x)$, para todo x (MORETTIN; BUSSAB, 2004).

Diversos testes de aderência podem ser encontrados na literatura, mas os mais utilizados são os do Qui-quadrado, Kolmogorov Smirnov e Lilliefors, sendo que para todos

eles a adequação dos dados à distribuição teórica especificada será melhor quanto menor for o valor do teste (CAMPOS, 1983; MORETTIN; BUSSAB, 2004).

Neste trabalho utilizou-se o teste de normalidade *Lilliefors*, desenvolvido por Lilliefors em 1967, por ser uma modificação no teste de K-S em que se admitem casos onde a média e variância não são previamente especificadas, mas sim, estimadas através da sua amostra, como mostrado nas equações 6 a 10.

$$\hat{m} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \quad (6)$$

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \hat{m})^2}{n-1} \quad (7)$$

$$Z_i = \frac{x_i - \hat{m}}{s}, i = 1, 2, \dots, n. \quad (8)$$

$$S(Z_i) = \frac{k}{n} \quad (9)$$

$$D_c = \sup |F(Z_i) - S(Z_i)| \quad (10)$$

onde:

x_i : variável aleatória contínua, $i = 1, 2, \dots, n$

k : somatória das frequências até a classe i .

$F(Z_i)$: obtidos pela tabela da distribuição normal (CAMPOS, 1983).

Ao comparar D_c , calculado pela equação 10, com D_t observado na tabela do teste de Lilliefors (CAMPOS, 1983), se $D_c \leq D_t$ não se rejeita H_0 .

Algumas vezes, apesar da amostra não parecer ter distribuição normal, pode-se admiti-la, caso não se rejeite H_0 nos testes de normalidade. Neste caso, aceitar H_0 indica que a distribuição normal é uma razoável aproximação da distribuição desconhecida (CAMPOS, 1983). Apesar de ser específico para verificar a aderência dos dados amostrais à distribuição normal o autor considera este teste mais eficaz que o Kolmogorov-Smirnov.

Assim, para identificar a aderência dos dados de distribuição de probabilidade dos 49 valores de RLO de Mogi Guaçu à distribuição normal foi feito o teste de Lilliefors, por ser mais poderoso, admitir não normalidade dos dados e classes com baixa frequência de observação.

Como não se constatou a aderência dos dados à distribuição normal, utilizou-se o estimador não paramétrico para aproximar uma função de densidade, visto não ser necessário assumir uma distribuição *a priori*. Além disso, estes estimadores são menos exigentes e mais eficientes que os estimadores paramétricos quando os dados da população não seguem uma distribuição normal (SCOTT, 2004).

Dentre os estimadores não paramétricos existem os histogramas, estimador *naive*, estimador de Kernel, método do “vizinho” mais próximo, estimadores de séries ortogonais, de máxima verossimilhança penalizada, entre outros, mas todos se utilizam das observações de distribuição *a priori* (SILVERMAN, 1986 c; SCOTT, 2004). No presente trabalho optou-se pelo uso do estimador da função densidade de Kernel (\hat{f}), ou estimador de núcleo, pois segundo os autores ele é o estimador mais estudado matematicamente e o mais comumente utilizado.

Neste método cada observação é ponderada pela distância em relação ao valor central, ou seja, o núcleo, conforme equação 11.

$$\hat{f}_x = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N K_h(x - x_i) \quad (11)$$

onde:

$K_h(t)$: função de Kernel

h : Parâmetro de dispersão ou suavização, também conhecido como *bandwidth*.

Apesar de existirem diversas funções de Kernel (SILVERMAN, 1981_b), na maioria das vezes se assume a função de densidade normal de Kernel, pois além das vantagens teóricas, expostas em Silverman (1981_a), também há vantagens computacionais. Os trabalhos de Silverman (1986_b) e Scott (2004) ressaltam que a escolha de um h muito grande pode levar a resultados muito suavizados e um h muito pequeno pode ocultar algumas características da distribuição. Neste trabalho, o parâmetro h foi estimado pelo programa estatístico R (DEVELOPMENT CORE TEAM, 2011), com base em Silverman (1986_c).

O estimador de Kernel tem sido muito utilizado como instrumental estatístico em trabalhos acadêmicos de diversas áreas. Elman e Miller (2012) utilizaram o estimador Kernel para aproximar as estatísticas da solução na distribuição conjunta das variáveis aleatórias desconhecidas e nos experimentos numéricos cujo número de amostras era muito grande. Os autores também o utilizaram como um substituto para a função desconhecida e assim realizar a simulação Monte Carlo. Delgado (1995) estimou as distribuições de probabilidade dos retornos das ações da Petrobrás, Eletrobrás, Paranaapanema e Telebrás usando o estimador de densidade de Kernel, devido a forte assimetria e leptocurtose em uma das caudas das distribuições. Ramos et al. (2006), visando analisar as distribuições univariadas da produção de leite e do intervalo entre partos de bulbosinos da raça Murrah, também fizeram uso do estimador de Kernel. Figueiredo e Ziegelmann (2009) utilizaram as estimativas das densidades não paramétricas via suavização por Kernel para verificar se houve mudança significativa do ponto de vista estatístico na distribuição de renda brasileira no período de 1987 a 2005. No entanto, esta ferramenta tem sido pouco explorada em pesquisas na área agrícola, onde há diversas variáveis que apresentam assimetria e curtose, o que influencia significativamente os resultados da simulação.

3.4 Simulação Monte Carlo da RLO

O processo de simulação é a geração de números aleatórios com base em uma distribuição de probabilidade da variável aleatória, que neste trabalho é a receita líquida operacional de cada uma das regiões analisadas (GITMAN, 1997). Com isso, as variáveis deixam de ser deterministas e passam a ser estocásticas, probabilísticas. O Método Monte Carlo (MMC) tem sido amplamente utilizado pelo meio acadêmico e por técnicos do Banco Mundial, com o objetivo de analisar e avaliar projetos utilizando-se de números sorteados aleatoriamente através de uma distribuição de probabilidade correspondente a cada uma das variáveis estudadas (MORETTIN; BUSSAB, 2004).

Anteriormente à realização da simulação, investigou-se a estacionariedade da série temporal analisada, RLO de Mogi Guaçu, pois, segundo Moretin e Toloi, (2006) ela deve se desenvolver no tempo aleatoriamente ao redor de uma média constante. A verificação foi realizada pela análise gráfica, além do teste de hipótese de Tukey para amostras independentes com variância conhecida, para verificar se as receitas líquidas operacionais de cada mês, ao nível de significância de 5%, são iguais. Os resultados permitem inferir que como a média não muda no tempo, a série é estacionária, não possuindo padrão sazonal

definido. Desta forma é possível utilizar a mesma distribuição de probabilidade diagnosticada na Simulação Monte Carlo, para todos os meses. Do contrário, a simulação deve ser feita para cada mês, utilizando de sua respectiva distribuições de probabilidade, média e variância.

Confirmada a ausência de um padrão sazonal e identificada a distribuição de probabilidade da variável RLO de Mogi Guaçu, foi gerado pela Simulação Monte Carlo 490000 valores de receita (R\$ ha⁻¹), referentes aos 49 meses de colheita da região observados durante os sete anos estudados.

Todos os cálculos foram realizados no programa estatístico R (DEVELOPMENT CORE TEAM, 2011).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Fluxo da receita líquida operacional de Mogi Guaçu

A Figura 1 representa o fluxo da receita líquida operacional mensal da produção de tomate em Mogi Guaçu entre 2006 e 2012. Apesar da soma das receitas positivas ter sido superior à soma das receitas negativas, em 81,6% dos meses observados a RLO ficou positiva. Em apenas 9 meses a receita esteve negativa (18,4% das vezes). A média da RLO por hectare em Mogi Guaçu no período foi de R\$ 28.460,55 ha⁻¹, sendo R\$ -22.534,18 ha⁻¹ o menor valor observado e R\$ 190.781,22 ha⁻¹ o maior valor, o cv foi de 152,5%.

Apesar de parecer mais atrativa, houve períodos em que o produtor ficou com caixa negativo por alguns meses seguidos, como 2006 e 2010, ou bem próximo ao prejuízo, como em 2011. Nestes momentos, se o tomaticultor não tiver um aporte financeiro, seja este de revenda de insumos, banco ou mesmo de outra cultura geradora de renda, ele pode não conseguir manter a produção até o período de preços elevados, tendo que sair do negócio. Este cenário de meses consecutivos com RLO negativa sinaliza o elevado risco financeiro que a atividade deve ter.

É importante salientar que existem perdas entre a etapa de pós-colheita e comercialização do fruto, mas como não foram contabilizadas podem estar superestimando os valores de RLO.

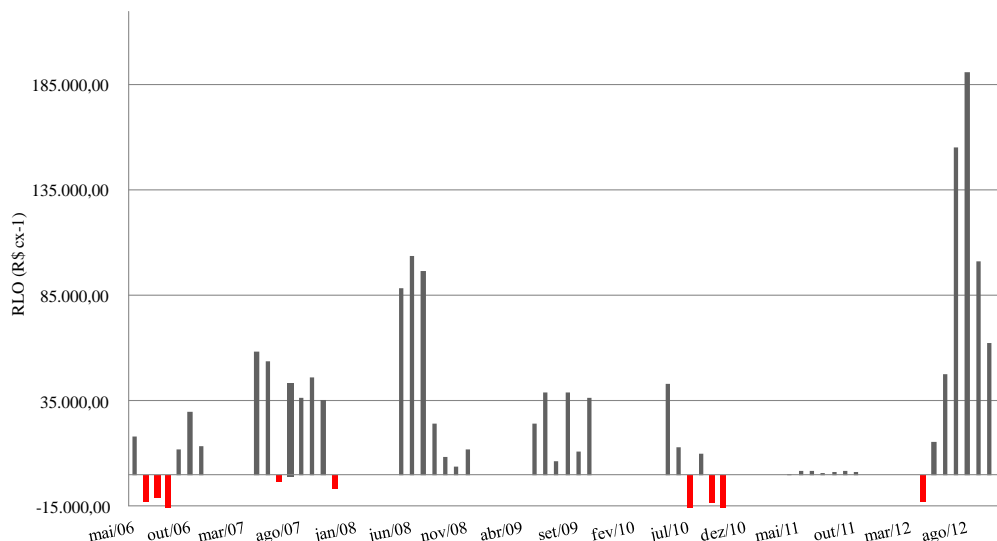


Figura 1- Fluxo da receita líquida operacional de Mogi Guaçu (2006 a 2012)

Fonte: dados da pesquisa

4.2 Ajustamento da série de RLO

Antes da realização do teste de ajustamento para identificação da distribuição de probabilidade da série de RLO da região, investigou-se a tendência e sazonalidade nos dados.

A Figura 2 mostra a série temporal de RLO (R\$ ha⁻¹) de Mogi Guaçu, composta por 49 observações. É possível verificar visualmente a ausência de tendência de aumento ou redução da RLO ao longo dos 7 anos. A mesma série também não apresentou um período sazonal bem definido, ou seja, padrão sazonal mensal ao longo dos sete anos analisados (Figura 14). Isso porque ela não é contínua, possui “quebras”, devido aos meses em que não há colheita/comercialização de tomate.

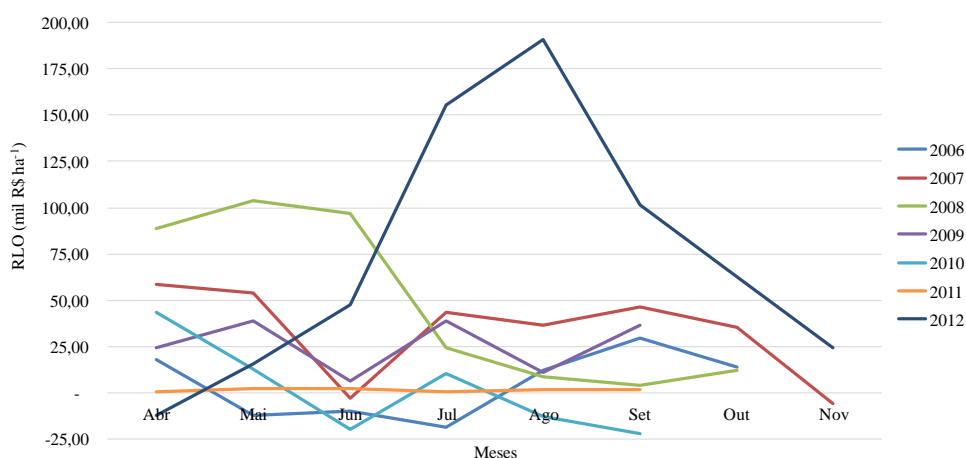


Figura 22- RLO mensal de Mogi Guaçu (SP)

Fonte: dados da pesquisa

Além disso, foi testado, através do teste Tukey, se as médias obtidas em cada mês diferiam estatisticamente, ao nível de significância de 5%, para que se pudesse atestar ausência de sazonalidade. O teste não rejeitou a hipótese de que as médias fossem iguais, principalmente devido à grande dispersão dos dados, representado pelo elevado coeficiente de variação (132,94%). Este resultado permitiu atestar ausência de sazonalidade na série e considerar a mesma distribuição de probabilidade da série de RLO para realização da simulação de cada um dos 49 meses de colheita de Mogi Guaçu.

Na Figura 3 é possível identificar visualmente os valores máximos e mínimos, a mediana, o primeiro e terceiro quartil e os valores atípicos da receita líquida operacional (R\$ ha⁻¹) obtidos em cada mês de colheita entre 2006 e 2012 e verificar que as médias mensais estão dentro de um mesmo intervalo.

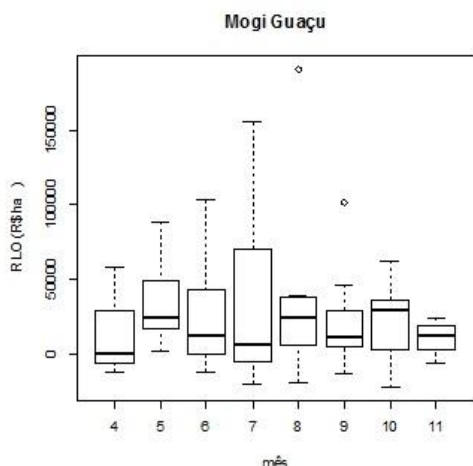


Figura 3 - Boxplot da RLO mensal de Mogi Guaçu
Fonte: dados da pesquisa

Para identificação da distribuição de probabilidade das séries, foi realizado o teste de normalidade de *Lilliefors*, obtendo para Mogi Guaçu o valor p de 0,00002697. Desta forma, com base no teste, se rejeitou a hipótese de que a série segue distribuição normal, ao nível de significância de 5%. Assim, a mesma série foi ajustada para a distribuição não paramétrica de Kernel (Figura 4), obtendo melhor ajuste.

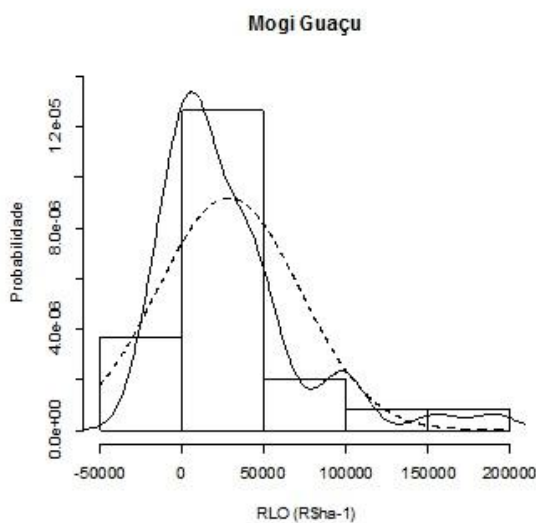


Figura 4 - Ajustamento da série de RLO de Mogi Guaçu na distribuição normal (---) e Kernel (___)
Fonte: dados da pesquisa

Constatada a ausência de um padrão sazonal, realizado o ajustamento e identificação da distribuição de probabilidade da série de RLO da região, foram gerados aleatoriamente 490 mil valores de RLO para Mogi Guaçu, considerando a distribuição de Kernel.

4.3 Risco financeiro da tomaticultura em Mogi Guaçu

Realizada a simulação Monte Carlo dos dados de receita líquida operacional da região de Mogi Guaçu, montou-se o histograma dos dados e calculou-se o quantil negativo da distribuição, representando o risco financeiro da tomaticultura.

Desta forma, o risco financeiro, ou seja, a probabilidade da RLO ser negativa em um determinado mês (independentemente da escala de produção) foi mensurada em 32,00% (Figura 5). A probabilidade do prejuízo em um determinado mês (RLO<0) ser inferior à R\$ 5.000,00 ha⁻¹ foi de 25% e de ser inferior à R\$ 10.000,00 foi de 19,0%. Neste caso, os valores independem da escala de produção, pois por limitação de dados foi considerada a mesma série histórica de custo operacional e produtividade. No entanto, sabe-se que produtores de grande escala podem obter ganhos de eficiência na produção e ganhos de escala, o que reduziria seu risco financeiro frente propriedades de menor escala.

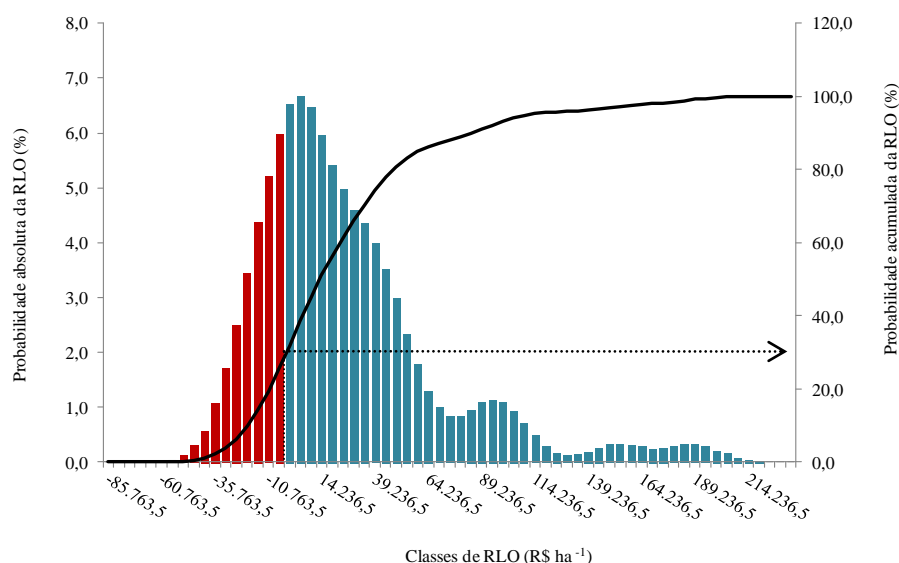


Figura 5 - Risco financeiro de Mogi Guaçu
Fonte: dados da pesquisa

Comparando os resultados obtidos em Mogi Guaçu com o trabalho de Arêdes, Oliveira e Rodrigues (2010) para a região norte Fluminense (RJ), a probabilidade de prejuízo nesta região foi inferior (5%). Porém, o estudo citado só levou em consideração a variável preço. No presente trabalho outras variáveis foram consideradas como: custo de produção; produtividade e preço ponderado pela qualidade do fruto.

5. CONCLUSÕES

O trabalho se propôs a mensurar o risco financeiro da produção de tomate de mesa de Mogi Guaçu (SP). Para tanto foi calculado o fluxo de caixa do tomate de mesa na região e utilizado um estimador não paramétrico (Kernel), pois obteve melhor ajuste, para realização da simulação Monte Carlo e cálculo do risco financeiro.

Na análise do fluxo de caixa de Mogi Guaçu foi observado períodos consecutivos de RLO negativa, o que pode dificultar ou até mesmo impedir a permanência do tomaticultor na atividade. Já por meio da análise probabilística verificou-se a existência do risco financeiro da

atividade, ou seja, da probabilidade da receita líquida operacional (RLO) ser negativa em um determinado mês na região paulista foi de 32%. A probabilidade do prejuízo em um determinado mês ($RLO < 0$) ser inferior à R\$ 5.000,00 ha^{-1} foi de 25% e de ser inferior à R\$ 10.000,00 foi de 19,0%.

É importante salientar que os preços médios de venda são de referência e não necessariamente representa o valor recebido por um produtor individualmente e que como as perdas ocorridas no período pós-colheita até a comercialização do fruto entre 2006 e 2012 não puderam ser contabilizadas, as receitas líquidas operacionais podem estar superestimada. Além disso, a série de custo operacional utilizada para cálculo da RLO pode estar subestimada, visto que não são todos os produtores que conseguem ter um apurado levantamento do custo de produção. Desta forma, tanto o risco financeiro como o risco econômico do negócio podem ser ainda maiores.

Recomenda-se, portanto, que o tomaticultor considere o risco financeiro da produção antes da tomada de decisão de novos investimentos e realize uma reserva financeira em períodos de bons preços para se proteger nos meses de preços negativos e, assim, se manter na atividade no longo prazo.

A metodologia utilizada neste estudo pode ser aplicada a outras regiões e escala de produção, visando auxiliar o planejamento do produtor.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADAMI A. C. O. **Risco e retorno de investimento em citros no Brasil**. Piracicaba, 2010. 150 p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2010.

ARÊDES, A. F.; OLIVEIRA, B. V.; RODRIGUES, R. M. Viabilidade econômica da tomaticultura em campos dos Goytacazes. **Perspectivas Online**, Rio de Janeiro, v. 4, n. 16, 2010.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DO COMÉRCIO DE SEMENTES E MUDAS- ABCSEM. Informações do Setor: Levantamento de dados socioeconômicos do agronegócio de hortaliças. 2011. Disponível em: <http://www.abcsem.com.br/dadosdosegmento.php>. Acesso em: 10 abr. 2013.

BARROS, G. S. C. **Economicidade e sustentabilidade da agropecuária**. Piracicaba: Centro de Pesquisa em Economia Aplicada, 2007. Mimeografado.

BOGGESE, W.G.; KWABENA, A.A.; HANSON, G. D. Importance, causes, and management responses to farm risks: evidence from Florida and Alabama. **Southern Journal of Agricultural Economics**, Kentucky, v.17, n. 2, p.105-116, dez. 1985.

BRUNI, A. L.; FAMÀ, R.; SIQUEIRA, J. O. Análise do risco na avaliação de projetos de investimento: uma aplicação do método de Monte Carlo. **Caderno de pesquisas em administração**, São Paulo, v.1, n.6, p. 62-75, 1998.

CAMARGO FILHO, W. P. de.; DONADELLI, A.; SUEYOSHI, M. de L. S.; CAMARGO, A. M. M. P.; Evolução da produção de tomate no Brasil (1970- 1990). **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 41, n. 1, p. 41-69, out. 1994.

CAMARGO FILHO, W. P. de.; MAZZEI, A. R. Produção de tomate - sustentabilidade e preços. **Informações econômicas**, São Paulo, v. 32, n. 8, p. 45-50, ago. 2002.

CAMPOS, H. de. **Estatística experimental não-paramétrica**. 4. ed. Piracicaba: Departamento de Matemática e Estatística - ESALQ, 1983. 349 p.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA. **Notícias**: Após pico na Semana Santa, retração do consumidor faz preço recuar 40% no atacado. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/hfbrasil>>. Acesso em: 10, abr. 2013.

DALTRO, A. L.; CEOLIN, A. Sim, eu posso... **Revista Veja**, São Paulo, 2317. ed. n. 16, 17, abr. 2013, p. 49- 55. Disponível em: <<http://veja.abril.com.br/acervodigital/home.aspx>> Acesso em: 17 abr. 2013.

DELEO, J. P. B.; MENEGAZZO, T. M.; TAPETTI, R. Especial Hortaliças: gestão sustentável. **Hortifruti Brasil**, Piracicaba, n. 102, p. 10-16, jun. 2011. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/hfbrasil/edicoes/102/full.pdf>>. Acesso em: 11 jul. 2012.

DELGADO, S. A distribuição de probabilidade dos retornos das ações no Brasil: uma abordagem não-paramétrica. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 1, 77-100, abr./out. 1995.

FIGUEIREDO, E. A.; ZIEGELMANN, F. A. Mudança na distribuição de renda brasileira: significância estatística e bem-estar econômico. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 13, n. 2, p. 257-277, 2009.

GITMAN, L. J. **Princípios de administração financeira**. 7. ed. São Paulo: Harbra, 1997. 841 p.

HANSEN, J. W.; KNAPP, E. B.; JONES, J. W. Determinants of sustainability of a Columbian hillside farm. **Agricultural Systems**, Amsterdam, v. 33, n. 4, p. 425-448. 1997.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **SIDRA**: banco de dados agregados. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 06 fev. 2013

LOURENZANI, W. L.; SOUZA FILHO, H. M.; BANKUTI, F.I. Gestão da empresa rural: uma abordagem sistêmica. In: CONGRESSO INTERNACIONAL DE ECONOMIA E GESTÃO DE NEGÓCIOS AGROALIMENTARES, 4. 2003, Ribeirão Preto, **Anais...** Ribeirão Preto, 2003. Disponível em: < <http://www.gepai.dep.ufscar.br/viewpub.php?id=91>> Acesso em: 05 jun. 2013.

MARGARIDO, M. A.; KATO, H. T.; UENO, L. H.; Análise da transmissão de preços no mercado de tomate no Estado de São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 41, n. 3, p. 135-159, 1994.

MARTINES FILHO, J. G.; PERES, F. C. **Mecanismos de administração de riscos**. Piracicaba: Depto. Economia, Sociologia e Administração da Esalq. 1998. p. 232-254. (Série didática. Noções de economia e administração, 122)

MORETTIN, P.A.; BUSSAB, W.O. **Estatística básica**. 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2004. 526 p.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Egard Blucher, 2006. 358 p.

MATSUNAGA, M.; BEMELMANS, P. F.; TOLEDO, P. E. N.; DULLEY, R. D.; OKAWA, H.; PEDROSO, I. A. Metodologia de custo de produção utilizada pelo IEA. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 23, n. 1, p. 123-139, 1976.

NASCIMENTO, L. N.; SILVA, A. R.; ZAGATI, F. Q. Anuário 2013- 2014. Seção tomate. **Hortifruti Brasil**, Piracicaba, n. 130, p. 31-34, dez. 2013, Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/hfbrasil/edicoes/130/full.pdf>>. Acesso em: 06 jan. 2014

NORONHA, J. F. **Projetos agropecuários**: administração financeira, orçamento e viabilidade econômica. São Paulo: Atlas, 1987. 269 p.

PAES, A.R.; ESPERANCINI, M.S.T. Análise de rentabilidade da citricultura da região Sul paulista, sob condições de risco, em três densidades de plantio. **Energia na Agricultura**, Botucatu, v. 21, n. 1, p. 18-33, 2006. Disponível em: <<http://www.fca.unesp.br/revistaenergia>>. Acesso em: 5 maio 2013.

PEREIRA, C. M. M. A.; BARROSO, I. L.; MELO, M. R.; PERREIRA, L. P.; DIAS, T. F. Cadeia produtiva do tomate na região de Barbacena sob a ótica da economia dos custos de transação. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 37, n. 12, p. 36-49, dez. 2007.

PEROBELLI, F.F. JANUZZI, F. V.; BERBET, L. J. S.; MEDEIROS, D. S. P.; PROBST, L. G. S. Testando o “Cash-Flow-at-Risk” em empresas têxteis. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 21, n. 2, p. 225-261, maio/ago. 2011.

PEROBELLI, F.F.; SECURATO, J.R. Modelo para medição do fluxo de caixa em risco: aplicação a distribuidoras de energia elétrica. **Revista de Administração de Empresas**, São Paulo, v. 45, n. 4, p. 50-65, out./dez. 2005.

PONCIANO, N. J.; SOUZA, P. M.; MATA, H. T. C.; VIEIRA, J. R.; MORGADO, I. F. Análise de viabilidade econômica e de risco da fruticultura na região norte fluminense. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 4, p. 615-635, out./dez. 2004.

R. R Development Core Team 2011. Disponível em: < <http://www.R-project.org/>> Acesso em: 01 jan. 2011.

RUETH. B.; LIGON E. Producer Price Risk and Quality Measurement. **American Journal of Agriculture Economics**. North Carolina, v. 81, p. 512-524, ago. 1999.

SANTOS, M. M. dos, NORONHA, J. F. de. Quanto custa o controle fitossanitário na produção de tomate de mesa? In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ADMINISTRAÇÃO RURAL, 3. 1999, Belo Horizonte, **Anais...** Belo Horizonte: Milênio, 1999. 1 CD-ROM.

SCOTT, D. W. Multivariate density estimation and visualization. **Center for Applied Statistics and Economics – CASE**, Berlin, n. 16, 2004. Disponível em: < <http://www.econstor.eu/handle/10419/22190>> Acesso em: 05 out. 2013.

SILVERMAN, B.W. Density estimation for inivariate and bivariate data. In INTERPRETING MULTIVARIATE DATA, 5. 1981a, Barnett, **Anais...** New York: John Wiley and Sons, 1981a. p. 37-42.

SILVERMAN, B.W. Using Kernel density estimates to investigate multimodality. **Journal of the Royal Statistical Society, Serie B (metodological)**, London, v. 43, p. 97-99, 1981b.

SILVERMAN, B.W. Density Estimation for Statistics and Data Analysis. **Monographs on Statistics and Applied Probability**, London, p. 1-22, 1986. Disponível em:

<http://www.foxgo.net/uploads/2/1/3/8/2138775/foxgodensityestimation_for_statistics_and_data.pdf> Acesso em: 12 out. 2013.

SCHURLE, B. W.; ERVEN, B. L. The Trade-off between Return and Risk in Farm Enterprise Choice. **North Central Journal of Agricultural Economics**, North Carolina, v. 1, n. 1, p. 15-21, jan. 1979. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1349312> Acesso em: 09 mar. 2013.

UNITED STATES. Department of Agriculture. **Risk management**. maio, 2006. Disponível em:

<http://www.usda.gov/wps/portal/!ut/p/_s.7_0_A/7_0_1UH?contentidonly=true&contentid=2006/05/0153.xml>. Acesso em: 04 maio 2013.

VALLE, F. **Manual de contabilidade agrária**: a produção agrária, a administração da empresa agrária, a contabilidade agrária. 2. ed. São Paulo: Atlas, 1987. 284 p.

VALE, S. M. L. R.; PEREIRA, V. F.; NETO, A. C. L.; Sant'Anna, J. C. O. Percepção e respostas gerenciais ao risco: um estudo sobre os produtores de leite do programa de desenvolvimento da pecuária leiteira da região de Viçosa – MG. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 5, n. 2, p. 254-278, 2007.

WELLINGTON C. O tomate recebeu nas últimas semanas o título de vilão da inflação no Brasil. **Estado de São Paulo**, São Paulo, 19 abr. 2013, Áudios. Disponível em: <<http://radio.estadao.com.br/audios/audio.php?idGuidSelect=A16AF6D4C62E43B79C0C2F7E974350BB>> Acesso em: 19 abr. de 2013

ZAGATI, F. Q.; CAMPOLI, S. S. Anuário 2012-2313. Seção: Tomate. **Hortifruti Brasil**, Piracicaba, n. 119, p. 22-25, dez. 2012, Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/hfbrasil/edicoes/119/full.pdf>>. Acesso em: 12 fev. 2013.